

Schneider, Udo

**Working Paper**

## Ökonomische Analyse der Arzt-Patient-Beziehung: Theoretische Modellierung und empirische Ergebnisse

Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere, No. 06/2001

**Provided in Cooperation with:**

University of Greifswald, Faculty of Law and Economics

*Suggested Citation:* Schneider, Udo (2001) : Ökonomische Analyse der Arzt-Patient-Beziehung: Theoretische Modellierung und empirische Ergebnisse, Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere, No. 06/2001, Universität Greifswald, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Greifswald

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/48920>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald  
Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät  
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

**Ökonomische Analyse der Arzt-Patient-Beziehung:  
Theoretische Modellierung und empirische Ergebnisse**

Udo Schneider

Diskussionspapier 06/01

August 2001

ISSN 1437-6989

Adresse:  
Dipl. – Vw. Udo Schneider  
Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald  
Lehrstuhl für Allgemeine Volkswirtschaftslehre, insb. Finanzwissenschaft  
Postfach  
17487 Greifswald  
Telefon: 03834-862464  
Fax: 03834-862465  
E-Mail: [taylor@mail.uni-greifswald.de](mailto:taylor@mail.uni-greifswald.de)

## **Abstract**

### **Economic Analysis of the Physician-Patient Relationship: Theoretical Aspects and Empirical Results**

The paper reviews models of the physician-patient relationship to derive testable hypotheses about the relation between health, demand for medical services and patient's compliance. The models imply that in addition to existing information asymmetries the actions that physician *and* patient choose affect the results of medical care. We estimate an ordered probit model using German micro data and apply the empirical model to different samples. The key results are that the demand for medical care has a negative impact on the self-related health and that neighbourhood and environmental conditions have an impact too. Furthermore, patient's compliance positively affects the self-related health and in most cases, labour conditions are not significant with respect to individual's health.

JEL-Classification: I 11, D 82, C25

Keywords: Arzt-Patient-Beziehung, Principal-Agent-Theorie, Ordered Probit-Schätzung

# 1 Einleitung

In der ökonomischen Theorie wird der Einfluß der medizinischen Leistung auf die Gesundheit innerhalb der Kernbeziehung des Gesundheitswesens, der Beziehung zwischen behandelndem Arzt und Patienten untersucht. Innerhalb dieses Verhältnisses beeinflussen u.a. Versicherungs- und Entlohnungsstrukturen sowie die individuellen Aktionen von Arzt und Patient die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen und damit auch das Ergebnis des Gesundheitsprozesses. Diese Beziehung wird dabei oft als Principal-Agent-Beziehung charakterisiert. Die Übertragung von Standardmodellen der Agency-Literatur ist jedoch aufgrund von Besonderheiten des Gesundheitswesens nur bedingt möglich (vgl. Schneider 1998). Daher existieren in der Literatur eine Vielzahl von Modellen, in denen die Beziehung zwischen Arzt und Patient untersucht wird. Die vorhandenen Ansätze unterscheiden sich dabei in ihren Ansatzpunkten, bspw. werden Interaktionen zwischen Arzt und Patient untersucht oder auch die asymmetrische Information zwischen beiden und einer Versicherung näher betrachtet. Allen Ansätzen gemeinsam ist lediglich die Relevanz ärztlichen Handelns für das Ergebnis der Behandlung.

Im Mittelpunkt dieser Arbeit steht die Frage, welchen Einfluß die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen tatsächlich auf das Gesundheitsempfinden der Konsumenten besitzt. Dabei wird zunächst anhand ausgewählter informationsökonomischer Modelle der Arzt-Patient-Beziehung der theoretische Zusammenhang zwischen der Arztkonsultation und der Gesundheit des Patienten untersucht. Kapitel 3 stellt daran anschließend empirische Ergebnisse einer Querschnittsuntersuchung dar.<sup>1</sup> In einem ersten Schritt werden dabei die theoretischen Befunde in empirisch überprüfbare Hypothesen umgesetzt. Weiterhin werden die verwendete Schätzmethode und die Datenauswahl erläutert. Daran schließt sich die Präsentation und Interpretation der Schätzergebnisse an. Eine Zusammenfassung beschließt diese Arbeit.

---

<sup>1</sup> Die in dieser Arbeit verwendeten Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt.

## 2 Modelle der Arzt-Patient-Beziehung

### 2.1 Überblick

In der ökonomischen Literatur gibt es eine Vielzahl von Untersuchungen über die Agency-Beziehungen im Gesundheitswesen und speziell über die Beziehung zwischen Arzt und Patient. Eine allgemeine Analyse über die Auswirkungen von Informationsasymmetrien und Unsicherheit liefert Rochaix (1997). Daneben befaßt sich ein Teil der Arbeiten speziell mit der Health Maintenance Organization in den USA. So untersucht Selden (1991) Capitation- (Kopfpauschalen-) Verträge und kommt dabei zu dem Ergebnis, daß die optimale Versorgung eine Vollversicherung des Patienten mit einem gemischten Vergütungssystem kombiniert. Lee (1995) präsentiert ein Modell der Arzt-Patient-Interaktion unter asymmetrischer Information. Zusätzlich wird die Erstkontakt-Entscheidung des Patienten modelliert. Eine Versicherung tritt allerdings nicht explizit als Akteur auf. Clark und Olsen (1994) betrachten ein Modell indem der Arzt als perfekter Agent für eine Gruppe von Patienten tätig ist. Dabei werden die Gesundheitsleistungen von einer Gruppe von Kostenträgern finanziert. Daraus ergibt sich ein endogenes Gesundheitsbudget, das von den Entscheidungen des Arztes abhängt. Andere Arbeiten basieren lediglich auf der Untersuchung von Patient-Versicherungs- oder auch Arzt-Versicherungs-Beziehungen. Zu diesen gehören bspw. die Arbeiten von de Meza (1983) und Chiu (1996). Von hervorgehobener Bedeutung für die Analyse des Zusammenhangs zwischen Gesundheit, medizinischer Leistung und Entscheidungen des Patienten sind die Arbeiten von Ellis und McGuire (1990), Blomqvist (1991), Ma und McGuire (1997) sowie Schneider (1999).

### 2.2 *Ellis und McGuire (1990): Optimal Payment Systems for Health Services*

Die optimale Wahl von Versicherungs- und Vergütungssystem im Gesundheitswesen und der Umstand, daß die angebotene Menge an medizinischer Leistung des Arztes nicht der nachgefragten Menge des Patienten entspricht, stellt den Ansatzpunkt dieser Arbeit. Mit Hilfe einer Konflikt-Lösung wird der Fall untersucht, indem Arzt und Patient in ihrer Meinung nicht über den Umfang der medizinischen Behandlung übereinstimmen. Die Präferenzen über den Umfang hängen von den komplexen Versicherungs- und Vergütungssystemen ab. Es stellt sich also die Frage, wie eine Übereinkunft über den Umfang der medizinischen Leistungen erzielt wird und wie das Versicherungs- und Vergütungssystem ausgestaltet sein sollte.

Ellis und McGuire verwenden ein Verhandlungsmodell, in dem der ‚Punkt minimaler Erwartungen‘ eines Akteurs diejenige Menge an medizinischer Leistung bezeichnet, die der andere Akteur präferiert. Die Anwendung dieses Konzeptes zur Konfliktlösung erfolgt auf Situationen, in denen der Patient mit einer Krankheit den Arzt aufsucht. Dabei beeinflusst Moral Hazard die Nachfragekurve des Patienten, und der Versicherungsumfang bestimmt den gewünschten Punkt auf der Nachfragekurve. Die Ausprägung der Agency-Beziehung besitzt Einfluß auf die Angebotsfunktion des Arztes, und durch das Vergütungssystem bestimmt sich die gewünschte Menge.

Aus der Lösung des Verhandlungsprozesses ergeben sich folgende Implikationen: Erstens kann es zu unverhältnismäßig hohen Ausgaben für medizinische Leistungen kommen, auch wenn der Patient *nicht* versichert ist, da ohne Kostenbeteiligung auf Anbieterseite die konsumierte Menge an medizinischer Leistung zu hoch ausfällt. Zweitens beeinflussen Ärzte den Nutzen aus den medizinischen Leistungen, ohne die Nachfrage zu ändern. Die angebotene Menge kann daher nicht auf der Nachfragekurve liegen. Dies stellt eine alternative Interpretation der anbieterinduzierten Nachfrage dar. Drittens ergibt sich auch in diesem einfachen Modell ohne Risikoaversion, daß die first-best Situation nicht immer erreicht werden kann.

In einer Erweiterung des Modells im Rahmen der Erwartungsnutzen-Theorie wird für den Patienten Unsicherheit eingeführt. Er ist risikoavers, wenn der Grenznutzen bei Gesundheit kleiner als bei Krankheit ist. In diesem Fall wird er dann eine aktuarisch faire Versicherung abschließen. Falls er risikofreudig ist, wird er keine Versicherung vereinbaren. Unter der Annahme gleicher Verhandlungsmacht folgt für einen risikoaversen Patienten, daß das first-best Zahlungssystem durch Vollversicherung für den Patienten gekennzeichnet ist. Weiterhin gilt für ein Vergütungssystem ärztlicher Leistungen, daß dies aus einem Fixum und teilweiser Kostenerstattung besteht, was eine Selbstbeteiligung auf Anbieterseite bedeutet. Ein wichtiges Ergebnis ist, daß Systeme mit einer nur auf den Kosten basierenden Vergütung und teilweiser Absicherung des Patienten nie zu einem optimalen Ergebnis führen.

Die in der Versicherungsliteratur wichtigen Moral Hazard-Effekte ergeben für das Modell, daß mit Zunahme des Moral Hazard Effektes der Versicherungsumfang reduziert werden sollte. Ellis und McGuire untersuchen den Zusammenhang zwischen Moral Hazard und der Ausprägung der Agency-Beziehung bei gegebener symmetrischer Verhandlungsmacht. Das Hauptergebnis ist, daß, wenn der Arzt als unvollkommener Agent des Patienten handelt, das Zahlungssystem unabhängig von der Ausprägung des Moral Hazard ist. Weiterhin ist ein

System ohne Versicherung selbst bei schwacher Risikoaversion und Moral Hazard optimal, falls der Arzt sich als „super agent“ (Ellis und McGuire 1990, S. 382) verhält, der aus objektiver Sichtweise aufgrund der Loyalität dem Patienten gegenüber zu viele Leistungen verordnet.

Der Ansatz zur Konflikt-Lösung zeigt allerdings insofern Schwächen, als nur bei symmetrischer Verhandlungsstärke analytisch handhabbare Ergebnisse herzuleiten sind. Die Darstellung der Risikoaversion des Patient weicht von der üblichen Vorgehensweise mit einer konkaven Nutzenfunktion ab. Die gewählte Form ergibt auch bei Vollversicherung keinen konstanten Grenznutzen des Einkommens, da dieser auch vom Zustand der Umwelt abhängt. Diese Formulierung vernachlässigt jedoch die Auswirkung der Gesundheitserträge auf das Einkommen. Außer acht gelassen werden weiterhin Probleme asymmetrischer Information zwischen Arzt und Patient und zwischen Versicherung, Arzt und Patient.

### **2.3 *Blomqvist (1991): The Doctor as Double Agent***

Ausgangspunkt der Untersuchung ist die Zustandsabhängigkeit der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, d.h., daß die Nachfrage von Umwelt- und Krankheitszustand abhängt. Werden die Kosten für die medizinische Behandlung zum Großteil durch (private oder soziale) Versicherungen gedeckt, ergibt sich dann zusammen mit dem Problem der asymmetrischen Information zwischen den Anbietern von Gesundheitsleistungen und den Patienten, daß die Organisation und die Ausgestaltung eines System zur Bereitstellung von Krankenversicherung und medizinischer Behandlung zentral von den vertraglichen Beziehungen beeinflusst wird (vgl. Blomqvist 1991, S. 413f.).

Den Ärzten kommt in einem solchen System eine zentrale Rolle zu. Einerseits besitzen die Patienten ein Interesse daran, daß der Arzt als (perfekter) Agent arbeitet. Dies betrifft sowohl die Bereitstellung von Informationen als auch die eigentliche Behandlungsleistung. Andererseits ist es im Sinne der Krankenversicherer, wenn die Ärzte ökonomisch in der Verwendung der Leistungen handeln, da dadurch die zu erwartenden Ansprüche der Versicherungen sinken. In einem effizient organisierten System handeln daher die Ärzte als „double agents“ (Blomqvist 1991, S. 412).

Durch die Bereitstellung von Informationen und Leistungen sollen die Ärzte, wie in einem konventionellen Principal-Agent-Problem, im Interesse ihrer Patienten handeln. Falls aber ein Teil oder die gesamten anfallenden Kosten von dritter Seite (einer Versicherung) über-

nommen werden, verlangt die Effizienz eines Gesundheitssystems, daß die Ärzte auch die gesamten Kosten der Gesundheitsleistungen in Betracht ziehen, d.h. die Interessen der Versicherer berücksichtigen. Die Situation der double agency kann daher als Kombination aus Informationsasymmetrien und der Finanzierung der Gesundheitsleistungen von dritter Seite aufgefaßt werden.

Die Arbeit untersucht die Eigenschaften alternativer vertraglicher Vereinbarungen unter Bedingungen der asymmetrischen Information auf den Märkten für Krankenversicherungen und für ärztliche Leistungen. Im Gleichgewicht bei vollständiger Information wählt der Konsument einen Vertrag, der die medizinische Leistung in Abhängigkeit von der Erkrankung festlegt und dem Versicherer einen Erwartungsgewinn von Null sichert. Weiterhin ist der Patient immer vollversichert, so daß sein Grenznutzen in allen Gesundheitszuständen gleich ist (vgl. Blomqvist 1991, S. 415).

In der Situation asymmetrischer Information erhält der Arzt durch die Diagnose der Krankheit kostenlose private Informationen über den Gesundheitszustand des Patienten. Dieser weiß zwar, ob er krank oder gesund ist, besitzt aber keine genauen Informationen über den Gesundheitszustand, was auch für den Versicherer gilt. Aus diesem Grund ist ein Versicherungsvertrag, der die medizinischen Leistungen in Abhängigkeit des Krankheitszustands des Patienten festlegt, nicht durchsetzbar. Der Patient besitzt ein Interesse daran, daß der Arzt die Ernsthaftigkeit der Erkrankung gegenüber dem Versicherer überschätzt, und somit die Zahlungen der Versicherung ansteigen. Bei Einzelleistungsvergütung führt der Wettbewerb unter den Leistungserbringern dazu, daß die Ärzte nur im Sinne ihrer Patienten handeln und nicht als perfekter Agent für die Versicherung tätig sind. In dieser Situation besteht eine Lösungsmöglichkeit in einem konventionellen Versicherungsvertrag mit einer Prämie, die es dem Patienten ermöglicht, eine bestimmte Menge an medizinischer Leistung in jedem Zustand zu konsumieren, wobei die Versicherung dabei nur einen Anteil an den tatsächlich anfallenden Kosten trägt, der Patient also nicht vollständig versichert ist.

Das Modell stellt besonders auf die hervorgehobene Rolle des Arztes als doppelter Agent ab. Dabei agiert der Arzt sowohl gegenüber dem Patienten als auch gegenüber der Versicherung als Sachwalter. Die dabei unterstellten Verhaltensmuster des Arztes vernachlässigen dabei allerdings die Rolle gegenüber der Versicherung, da im Fall der asymmetrischen Information keine Informationen über den Gesundheitszustand des Patienten weitergegeben werden. Darüber hinaus ist es fraglich, ob der Patient tatsächlich die entscheidende Instanz bei der Wahl



des Umfangs der medizinischen Leistung ist. Weiterhin wurden Aspekte der Arzthonorierung und der Entscheidung über Informationsweitergabe oder auch Therapiemöglichkeiten vernachlässigt, so daß das Verhalten des Arztes lediglich auf a priori Annahmen denn auf ökonomisch rationalem Verhalten beruht.

#### **2.4 *Ma und McGuire (1997): Optimal Health Insurance and Provider Payment***

Die Arbeit von Ma und McGuire analysiert die Interaktionen zwischen Arzt und Patient über den Umfang und den Aufwand des Arztes bei der Behandlung. Das verwendete Modell beschreibt eine Agency-Beziehung zwischen Arzt und Patient. Es wird dabei auf den Behandlungsprozeß abgestellt und die Entscheidung über den Erstkontakt ausgeklammert, so daß im Falle einer Krankheit der Schaden durch medizinische Behandlung gemildert bzw. beseitigt werden kann. Die Gesundheitsproduktion wird dabei als Prozeß mit zwei Inputfaktoren beschrieben, dem Umfang der Behandlung und dem Aufwand des Arztes. Unter dem ersten Faktor werden Gesundheitsleistungen im herkömmlichen Sinn zusammengefaßt, so zum Beispiel die Anzahl der Arztbesuche oder die Zahl der Krankenhaustage. Der Umfang kann gemessen und ex post verifiziert werden. Der Faktor Aufwand umfaßt andere Maßnahmen des Arztes, durch die die Intensität oder Qualität der Behandlung gesteigert wird. Der Aufwand repräsentiert daher „any costly activity that affects the patient’s valuation of services he receives, including dimensions of convenience, comfort, as well as some narrowly defined ‘clinical’ quality of care“ (Ma und McGuire 1997, S. 688). Im einfachsten Fall umfaßt dieser Faktor den Zeitaufwand pro Visite.

Das Modell besteht aus fünf Spielstufen. Auf Stufe eins wählt der Versicherer die Elemente des Versicherungs- und Vergütungssystems. Auf Stufe zwei entscheidet die Natur, ob der Patient erkrankt. Falls er gesund ist, endet das Spiel, ansonsten sucht der Patient einen Arzt auf. Letzterer wählt auf Stufe drei seinen Aufwand. Auf der vierten Spielstufe entscheidet der Patient über den Umfang der Behandlung, nachdem er den Aufwand des Arztes beobachtet hat. Auf der letzten Stufe wird in einem „Berichtsspiel“ („reporting subgame“ (Ma und McGuire 1997, S. 689) darüber entschieden, welcher Umfang der Behandlung dem Versicherer mitgeteilt wird.

Die Interaktionen zwischen Arzt und Patient werden mittels einer Nachfrage-Reaktion modelliert. Dabei wählt der Patient den Umfang der Behandlung, nachdem er den Aufwand des Arztes beobachtet hat. Die Ergebnisse dieses Modells sind, daß eine second-best Lösung, in

der der Aufwand des Arztes vertraglich fixiert werden kann, auch im third-best Fall erreicht wird, wenn die second-best Niveaus des Umfangs und des Aufwandes ein Gleichgewicht im third-best Fall darstellen. In Situationen, in denen die second-best Lösung nicht erreicht wird, kann der Erwartungsnutzen des Patienten durch die Berücksichtigung der Berufsethik des Arztes verbessert werden. Dieses Vorgehen ist kritisch hinsichtlich zweier Punkte. Erstens ist es nicht notwendigerweise der Patient, der den Umfang der Behandlung bestimmt. Diese Entscheidung wird in der Regel auch durch den Arzt (mit)getroffen. Zweitens stellt die Kenntnis des ärztlichen Aufwandes eine kritische Annahme dar. Zwar kann der Patient den Zeitaufwand beurteilen, jedoch fehlen ihm die nötigen Kenntnisse, um die Qualität und die Sorgfalt beurteilen zu können. Weiterhin problematisch ist die Modellierung der Gesundheitsproduktion als ein deterministischer Prozeß, da neben den Inputfaktoren auch zufällige, nicht beeinflussbare Faktoren wie Umweltzustände oder Selbstheilungskräfte das Ergebnis des Gesundheitsprozesses beeinflussen.

### ***2.5 Schneider (1999): Ärztliche Leistung und Compliance des Patienten – der Fall des Double Moral Hazard***

Ausgangspunkt der Arbeit ist die Tatsache, daß die Gesundheitsproduktion nicht alleine von den medizinischen Leistungen abhängt, sondern auch durch die Compliance des Patienten beeinflusst wird. Das hier präsentierte Behandlungsmodell betrachtet sowohl die medizinische Leistung des Arztes als auch die Handlungen des Patienten als produktiven Input in die Gesundheitsproduktion. Dabei liegt beidseitiges Moral Hazard vor, da weder der Patient die Wirkung der Leistungen des Arztes genau einordnen kann, noch der Arzt genauere Informationen über das behandlungsbegleitende Verhalten des Patienten besitzt. Letzteres bezeichnet die Compliance, die gesundheitsfördernden Anstrengungen des Patienten, die er zusätzlich zur medizinischen Behandlung durch den Arzt unternimmt (vgl. Wille und Ulrich 1991, S. 27). Besondere Bedeutung kommt hierbei dem Verhältnis zwischen den ärztlichen Leistungen und der Compliance des Patienten zu.

Diese Beziehung läßt sich durch die Begriffe *strategische Substitute*, *strategische Komplemente* bzw. *strategische Unabhängigkeit* kennzeichnen. Im ersten Fall führt eine Erhöhung der Aktivität eines Akteurs zu einer Verringerung der Grenzproduktivität des anderen (strategische Komplemente). Im Gegensatz dazu sind im zweiten Fall Aktionen in ihrer Beziehung strategisch substitutiv, wenn eine Steigerung der Aktivität eines Akteurs zu einer Erhöhung

der Grenzproduktivität des anderen führt. Bei Unabhängigkeit hat die Erhöhung keinen Einfluß auf die Grenzproduktivität des anderen Akteurs.

Das Modell bezieht sich lediglich auf die Behandlungsstufe, d.h. auf die Aktionen von Arzt und Patient, die während der Behandlung gewählt werden. Beide entscheiden simultan über das jeweilige Niveau. Unter bestimmten Bedingungen erhält man, daß bei Kooperation zwischen Arzt und Patient bzw. bei vollständiger Information die Menge der medizinischen Leistung *und* die Compliance über dem Niveau bei Nicht-Kooperation bzw. asymmetrischer Information liegen. Untersucht man den Effekt der Informationsasymmetrie in Zusammenhang mit den strategischen Beziehungen zwischen den Handlungen genauer, so zeigt sich, daß sowohl bei Unabhängigkeit als auch bei strategischen Komplementen das Niveau beider Aktionen unter dem bei vollständiger Information liegt. Dieses Ergebnis kann auch im Fall der strategischen Substitute eintreten. Andererseits besteht die Möglichkeit, daß ein Faktor das Niveau bei Kooperation überschreitet, während es für den anderen Faktor niedriger ist.

Wird nun in das Modell eine Selbstbeteiligung für den Patienten eingeführt, hat dies folgende Effekte: Im Fall der Unabhängigkeit von medizinischer Leistung und Compliance erhöht sich das Niveau der Compliance, da diese im Vergleich zur Leistung des Arztes relativ billiger wird. Das Niveau der medizinischen Leistung bleibt allerdings konstant. Im Fall der strategischen Komplemente nehmen die Niveaus beider Handlungen zu, während bei strategischen Substituten ein Rückgang der medizinischen Leistungen bei ansteigender Compliance vorliegt. In diesem Fall kann es vorkommen, daß die Genesungswahrscheinlichkeit des Patienten nach Einführung einer Selbstbeteiligung zurückgeht.

Das Modell verzichtet allerdings auf eine Implementierung einer Vertragstufe und des Entscheidungsprozesses über einen Arztbesuch. Darüber hinaus wird nicht näher auf die Möglichkeit einer wiederholten Behandlung eingegangen, so daß die abgeleiteten Ergebnisse nur für eine einmalige Arztkonsultation gelten und Lerneffekte ausschließen.

### 3 Ökonometrische Untersuchung anhand von Querschnittsdaten

#### 3.1 Umsetzung theoretischer Befunde

Aus den vorgestellten Modellen der Arzt-Patient-Beziehung lassen sich für die empirische Untersuchung eine Reihe von Hypothesen ableiten. Diese sollen dann mittels einer Schätzung der Determinanten der Gesundheitszufriedenheit auf ihre empirische Plausibilität hin überprüft werden. Im einzelnen sind dies:

##### *Hypothese 1 - Ellis und McGuire:*

Die Art der Krankenversicherung beeinflusst den Gesundheitszustand über die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen. Da mit der Krankenversicherung auch Moral Hazard-Effekte auf der Seite des Patienten verbunden sind, wird die Ausgestaltung des Versicherungsvertrages bzw. die Wahl der Art der Krankenversicherung die Inanspruchnahme und damit auch den Gesundheitszustand beeinflussen.

##### *Hypothese 2 - Blomqvist:*

Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen ist abhängig vom jeweiligen Gesundheitszustand vor der Behandlung. In der Regel wird bei einem schlechten Gesundheitszustand eine größere Menge an medizinischen Leistungen nachgefragt. Dabei ist wichtig, wie der Patient seinen Gesundheitszustand wahrnimmt und ob es durch die Behandlung zu einer Verbesserung kommt.

##### *Hypothese 3 - Ma und McGuire:*

Nicht nur der Umfang der Behandlung entscheidet über den resultierenden Gesundheitszustand, sondern auch der Aufwand des Arztes. In der Regel ist der Gesundheitszustand des Patienten daher nicht nur von der in Anspruch genommenen medizinischen Leistung, sondern auch von der Sorgfalt des behandelnden Arztes abhängig, der Patient kann aber lediglich über den Umfang eine Entscheidung treffen.

##### *Hypothese 4 - Schneider:*

Neben der medizinischen Leistung beeinflusst auch das Verhalten des Patienten den Gesundheitszustand. Dabei soll überprüft werden, ob und wie die Compliance des Patienten mit seiner Gesundheit zusammenhängt. Im Modell wurde ein strikt positiver Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit eines besseren Gesundheitszustandes und der Compliance angenommen.

### 3.2 Schätzmethode

Da die verwendete abhängige Variable ‚Zufriedenheit mit der Gesundheit‘ (siehe Abschnitt 3.3) elf Kategorien aufweist, bieten sich als Schätzmethode Modelle für geordnete Kategorien an.<sup>2</sup> Bei diskreten Daten liegt dabei eine feste Ordnung bspw. von gut nach schlecht oder von niedrig nach hoch vor. Dabei geht man davon aus, daß der abhängigen Variable  $y$  eine latente, unbeobachtbare Variable  $y^*$  zugrunde liegt. Bezüglich der beobachteten Variable  $y$  wird angenommen, daß sie nur unvollständige Information über die latente Variable liefert. Für eine Beobachtungseinheit  $i$  folgt:

$$(3.1) \quad y_i = m \quad \text{wenn} \quad \tau_{m-1} \leq y_i^* \leq \tau_m \quad \text{für } m = 1 \text{ bis } J.$$

Dabei bezeichnen  $\tau_m$  die jeweiligen Schwellenwerte (engl. thresholds oder cutpoints), durch die die Kategorien voneinander getrennt werden. Die Randkategorien 0 und  $J$  werden durch offene Intervalle mit  $\tau_0 = -\infty$  und  $\tau_J = \infty$  gekennzeichnet. Für  $J=2$  bezeichnet Gleichung (3.1) die Meßgleichung für binäre Modelle. Die Strukturgleichung des Modells ergibt sich wie folgt:

$$(3.2) \quad y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i .$$

Dabei stellt  $\mathbf{x}_i$  einen Zeilenvektor dar, der in der ersten Spalte eine 1 für die Konstante enthält und die  $i$ te Beobachtung für  $\mathbf{x}_k$  in der Spalte  $k+1$ .  $\boldsymbol{\beta}$  ist der Spaltenvektor der Koeffizienten mit dem ersten Element als Konstante  $\beta_0$ .

Ähnlich wie bei binären abhängigen Variablen kann das Modell mit Maximum-Likelihood-Methoden geschätzt werden. Dazu ist es allerdings notwendig, Annahmen über die Verteilung des Störterms zu treffen. Es werden hierbei üblicherweise die Normal- und die logistische Verteilung betrachtet.<sup>3</sup> Für das Ordered Probit-Modell gilt, daß  $\varepsilon$  normal verteilt ist mit Erwartungswert 0 und der Varianz 1. Die Wahrscheinlichkeitsdichte ist gegeben durch

---

<sup>2</sup> Siehe dazu und zu den folgenden Ausführungen z. B. auch Amemyia (1981), Maddala (1983), Ronning (1991), Long (1997 und 2001) oder Tutz (2000). Jones (2000) stellt Modelle für geordnete Kategorien in einem gesundheitsökonomischen Kontext dar.

<sup>3</sup> Der Unterschied zwischen der Normalverteilung und der logistischen Verteilung liegt in den Enden der logistischen Funktion, die im Vergleich zur Normalverteilung stärker ausgeprägt sind (vgl. Greene 2000, S. 815).

$$(3.3) \quad \phi(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2}\right)$$

und die Verteilungsfunktion durch

$$(3.4) \quad \Phi(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\varepsilon} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt.$$

Im Ordered Logit-Modell besitzt  $\varepsilon$  eine logistische Verteilung mit Erwartungswert 0 und Varianz  $\pi^2/3$ . Die Dichte ( $\lambda$ ) und die Verteilung ( $A$ ) sind danach:

$$(3.5) \quad \lambda(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{[1 + \exp(\varepsilon)]^2},$$

$$(3.6) \quad A(\varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{1 + \exp(\varepsilon)}.$$

Für die Wahl, welches der beiden Verteilungsmaße man für den Fehlerterm unterstellt, gibt es keine allgemeingültige Regel, da dies Wissen über den Parametervektor  $\beta$  voraussetzt (vgl. Greene 2000, S. 815 und Gouriéroux 2000, S. 85).<sup>4</sup> Lediglich für den Fall, daß bspw. Mehrgleichungssysteme normal verteilte Fehlerstrukturen unterstellen, ist man auf die Normalverteilung angewiesen (vgl. Long 1997, S. 120).

Die Wahrscheinlichkeit eines beobachteten Ergebnisses  $y_i = m$  für die Realisierung des Vektors  $x_i$  kann durch folgenden Ausdruck bestimmt werden.<sup>5</sup>

$$(3.7) \quad Pr(y_i = m | x_i) = F(\tau_m - x_i \beta) - F(\tau_{m-1} - x_i \beta).$$

Für die erste Kategorie ist der zweite Ausdruck auf der rechten Seite gleich Null, da für die Verteilung an dieser Stelle gilt, daß  $F(\tau_0 - x_i \beta) = F(-\infty - x_i \beta) = 0$ . Für die Wahrscheinlichkeit der

---

<sup>4</sup> Nach Madalla (1983, S. 23) müssen die geschätzten Koeffizienten eines Logit-Modells mit entsprechend der Varianz von  $\pi^2/3$  mit  $3^{1/2}/\pi$  multipliziert werden, damit die Resultate mit denen einer Probit-Schätzung vergleichbar sind. Amemyia (1981, S. 1487) verwendet statt dessen den empirisch ermittelten Wert  $1/1,6=0,625$ .

<sup>5</sup> Es sei angemerkt, daß  $F$  als Platzhalter für eine der beiden Verteilungsfunktionen ( $\Phi$  oder  $A$ ) steht.

letzten Kategorie ( $Pr(y=J|\mathbf{x})$ ) gilt, daß der erste Ausdruck auf der rechten Seite von (3.7) dem Wert Eins entspricht, also  $F(\tau_j - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = F(\infty - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = 1$  ist.

Da  $y^*$  eine latente Variable darstellt, können deren Erwartungswert und die Varianz nicht geschätzt werden. Während die Varianz durch die zugrunde gelegte Verteilung bestimmt wird, kann der Erwartungswert nicht identifiziert werden. Dies führt zu bestimmten Annahmen über die Parametrisierung des Modells, die anhand des folgenden einfachen Beispiels hergeleitet werden können.

Man betrachte das Modell  $y^* = \alpha + \beta x + \varepsilon$  mit den Schwellenwerten  $\tau_m$ . Dabei seien  $\alpha$  und  $\tau_m$  die wahren Parameter des datengenerierenden Prozesses. Man definiert nun eine alternative Menge von Parametern wie folgt:

$$(3.8) \quad \alpha^* = \alpha - \delta \quad \text{und} \quad \tau_m^* = \tau_m - \delta,$$

mit  $\delta$  als frei wählbarer Konstante. Die Wahrscheinlichkeit, daß die abhängige Variable  $y$  den Wert  $m$  annimmt, ist identisch, unabhängig davon, ob die wahren oder alternativen Parameter unterstellt werden:

$$(3.9) \quad \begin{aligned} Pr(y_i = m | x_i) &= F(\tau_m - \alpha - \beta x) - F(\tau_{m-1} - \alpha - \beta x) \\ &= F([\tau_m - \delta] - [\alpha - \delta] - \beta x) \\ &\quad - F([\tau_{m-1} - \delta] - [\alpha - \delta] - \beta x) \\ &= F(\tau_m^* - \alpha^* - \beta x) - F(\tau_{m-1}^* - \alpha^* - \beta x). \end{aligned}$$

Da beide Parameter-Konstellationen den gleichen Wert für die Wahrscheinlichkeit eines beobachteten Ergebnisses für die Variable  $y$  generieren, gibt es keine Möglichkeit zwischen den beiden Konstellationen zu wählen. Eine Veränderung der Konstanten des Strukturmodells wird dabei immer durch eine entsprechende Veränderung der Schwellenwerte kompensiert.<sup>6</sup> Daher werden i.d.R. bei Verwendung dieser Modelle zwei Annahmen benutzt, um das Modell vollständig identifizieren zu können:

---

<sup>6</sup> Dies bedeutet, daß das Model nicht identifizierbar ist (vgl. Long 1997, S. 123).

1. Angenommen, es gilt  $\tau_1^* = 0$ . Dann wird in Gleichung (3.8)  $\tau_1 = \delta$  gesetzt.

2. Falls  $\alpha^* = 0$ , so folgt, daß  $\alpha = \delta$  in Gleichung (3.8) ist.

Dies bedeutet, daß bei der Schätzung entweder die Konstante oder der Schwellenwert  $\tau_1$  gleich Null gesetzt werden. Durch beide Annahmen läßt sich das Modell identifizieren, da für einen der beiden Parameter eine Restriktion formuliert wird. Durch diese verschiedenen Annahmen ergeben sich verschiedene Parametrisierungen des Modells. Die Wahl zwischen beiden beeinflusst dabei weder die Koeffizienten  $\beta$  noch zugehörige Signifikanztests. Weiterhin wird, wie gezeigt, die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines bestimmten Ereignisses nicht beeinflusst.<sup>7</sup>

Das vorliegende Modell wird mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Technik geschätzt.  $\beta$  ist der zu schätzende Parametervektor des Strukturmodells und  $\tau$  der Vektor der Schwellenparameter, wobei entweder für  $\beta_0$  oder für  $\tau_1$  der Wert Null angenommen werden. Aus Gleichung (3.7) folgt dann:

$$(3.10) \quad Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i, \beta, \tau) = F(\tau_m - \mathbf{x}_i \beta) - F(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i \beta).$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß die *ite* Beobachtung von  $y$  einen bestimmten Wert annimmt, ist danach:

$$(3.11) \quad p_i = \begin{cases} Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i, \beta, \tau) & \text{wenn } y = 1 \\ \vdots & \vdots \\ Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i, \beta, \tau) & \text{wenn } y = m \\ \vdots & \vdots \\ Pr(y_i = J | \mathbf{x}_i, \beta, \tau) & \text{wenn } y = J \end{cases}$$

Unter der Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen folgt für die Likelihood-Funktion:

$$(3.12) \quad L(\beta, \tau | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^N p_i.$$

---

<sup>7</sup> Wichtig sind diese unterschiedlichen Parametrisierungen vor allem deshalb, da ökonometrische Software verschiedene Parametrisierungen wählt.



Zusammen mit Gleichung (3.10) ergibt sich aus (3.12):

$$(3.13) \quad L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{j=1}^J \prod_{y_i=j} Pr(y_i = j | x_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) \\ = \prod_{j=1}^J \prod_{y_i=j} F(\tau_m - x_i \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{m-1} - x_i \boldsymbol{\beta}).$$

Die zugehörige Log Likelihood ergibt sich durch Logarithmierung von (3.13) als:

$$(3.14) \quad \ln L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \sum_{j=1}^J \sum_{y_i=j} \ln \left[ F(\tau_m - x_i \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{m-1} - x_i \boldsymbol{\beta}) \right].$$

Die letzte Gleichung läßt sich dann nach den Parametern  $\boldsymbol{\beta}$  und  $\boldsymbol{\tau}$  maximieren. Die resultierenden Schätzer sind konsistent, asymptotisch normalverteilt und asymptotisch effizient.<sup>8</sup>

### Gütemaße

Das herkömmliche Bestimmtheitsmaß  $R^2$  kann für die Überprüfung der Güte einer Schätzung im Fall von qualitativen abhängigen Variablen nicht herangezogen werden. Es wurden daher eine Reihe sogenannter Pseudo- $R^2$  konstruiert, die einen Vergleich zwischen verschiedenen Schätzungen zulassen sollen.<sup>9</sup> In der Literatur existiert eine Vielzahl von diesen Maßen, so daß eine einheitliche Verwendung nicht gegeben ist. An dieser Stelle sollen zwei dieser Maße näher vorgestellt werden, zum einen das Maß von McFadden, zum anderen das McKelvey/Zavoina-Maß, welches vor allem in den Sozialwissenschaften verbreitet ist. Weitere bekannte Maße sind das Maß von Aldrich und Nelson, von Veall und Zimmermann. Letzteres stellt eine Normalisierung des Maßes von Aldrich und Uhler dar. Darüber hinaus existieren die Maße von Maddala sowie von Cragg und Uhler (vgl. hierzu Veall und Zimmermann 1992 und 1996 und Long 1997).

Ausgangspunkt für das Pseudo- $R^2$ -Maß von McFadden ist die Likelihood-Ratio-Teststatistik, die durch folgenden Ausdruck gegeben ist:

$$(3.15) \quad LRT = 2 \left( l_M - l_0 \right).$$

---

<sup>8</sup> Eine Übersicht über Maximum Likelihood-Techniken und deren Eigenschaften findet sich in Cramer (1986).

Dabei bezeichnet  $l_M$  den Wert der Log-Likelihood des Modells und  $l_0$  den Wert des Modells unter der Restriktion, daß alle Koeffizienten gleich Null sind. Das McFadden-Maß benutzt nun die beiden Log-Likelihood-Werte und entspricht:

$$(3.16) \quad R_{MF}^2 = 1 - \frac{l_M}{l_0}.$$

Dieses Maß erreicht den Wert Null, wenn der Wert von  $l_M$  nahe dem von  $l_0$  ist und ein Maximum von Eins für  $l_M=0$ . Da dieses Maß ähnlich wie das aus der OLS-Regression bekannte  $R^2$  mit der Anzahl der erklärenden Variablen ansteigt, wurde ein korrigiertes Maß ( $R_{MF}^2$ ) vorgeschlagen, das nur dann ansteigt, wenn  $l_M$  um mehr als Eins für jeden neuen Parameter ansteigt:

$$(3.17) \quad R_{MF}^{2 \text{ adj}} = 1 - \frac{(l_M - K)}{l_0}.$$

Während das Maß von McFadden der Klasse der „Significance-of-Fit“ (Veall und Zimmermann 1996, S. 247) zugeordnet werden kann, gehört das Pseudo- $R^2$  nach McKelvey und Zavoina (vgl. 1975, S. 111-113) zur „explained variation class“ (Veall und Zimmermann 1996, S. 247). Ausgehend von der standardnormalverteilten Fehlerstruktur des Ordered Probit-Modells, ist die erwartete Summe der quadrierten Fehler gleich der Anzahl der Beobachtungen,  $N$ .<sup>10</sup> Die „Varianz“ der Regression (explained sum of squares)  $EV$  kann berechnet werden als:

$$(3.18) \quad EV = \sum_{i=1}^N \left( \hat{Y}_i^* - \bar{\hat{Y}}^* \right)^2,$$

wobei  $\hat{Y}_i^*$  die bedingte Erwartung der unbeobachteten Variablen  $Y_i^*$  ist und weiterhin gilt, daß

$$(3.19) \quad \bar{\hat{Y}}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{Y}_i^*.$$

---

<sup>9</sup> In der Praxis wird jedoch häufig kein Pseudo- $R^2$  benutzt, sei es, da es kein allgemein anerkanntes Maß gibt oder daß generell darauf verzichtet wird (vgl. Veall und Zimmermann, 1992, S. 333).

Daraus folgt, daß das Pseudo-R<sup>2</sup> nach McKelvey und Zaviona (R<sup>2</sup><sub>MZ</sub>) sich wie folgt ergibt:

$$(3.20) \quad R_{MZ}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i^* - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i^* - \hat{Y}_i)^2 + N}.$$

R<sup>2</sup><sub>MZ</sub> ist demnach der Quotient aus der „Varianz“ der Regression und der „Varianz“ der Beobachtungen, d.h. der Summe aus „Varianz“ der Regression und der erwarteten quadrierten Fehler.

In einer Studie über Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße im Fall einer Ordered Probit-Schätzung ermittelten Veall und Zimmermann (1992), daß vor allem das Maß von McKelvey und Zavoina dem R<sup>2</sup> im Fall stetiger abhängiger Variablen am nächsten kommt. Weiterhin fanden sie mit Hilfe von Simulationstechniken heraus, daß einige der Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße das stetige R<sup>2</sup> stark unterschätzen. Speziell im Fall des Maßes von McFadden steigt die Unterschätzung mit der Anzahl der Kategorien der abhängigen Variable an.

Neben den Pseudo-R<sup>2</sup>-Maßen existieren noch sogenannte Informationsmaße, wie Akaike's Information Criterion (AIC) und das Bayesian Information Criterion (BIC), von denen das erste hier genauer dargestellt wird (vgl. Cramer 1991, S. 96 und Long 1997, S. 109ff.). Akaike's Maß ist definiert als

$$(3.21) \quad AIC = \frac{-2 l_M + 2 P}{N}$$

wobei  $l_M$  die Log-Likelihood des Modells und  $P$  die Anzahl der Parameter des Modells, d.h. die Koeffizienten und Schwellenwerte, bezeichnet.<sup>11</sup> Der Log-Likelihood-Wert  $l_M$  wird kleiner, je besser der Fit des Modells ist.  $-2l_M$  hat daher einen Wertebereich von 0 bis  $+\infty$ . Je größer nun die Anzahl der zu schätzenden Parameter wird, desto kleiner wird dieser Ausdruck, da durch die Hinzunahme weiterer erklärender Variablen der beobachtete Daten wahrscheinlicher wird. Der Ausdruck  $2P$  wird nun als Korrektur für dieses Verhalten hinzugefügt und der gesamte Ausdruck durch die Anzahl der Beobachtungen  $N$  geteilt. Das AIC-Maß

---

<sup>10</sup> Dies folgt daraus, daß die Varianz der Standardnormalverteilung gleich eins ist. Im Fall einer Orderd-Logit Schätzung ergibt sich die Summe der quadrierten Fehler als  $N$  multipliziert mit  $\pi^2/3$ , der Varianz der logistischen Verteilung (vgl. Long 1997, S. 105).

wird häufig benutzt, um Modelle über verschiedene Stichproben zu vergleichen.<sup>12</sup> Kleinere AIC-Werte geben c.p. Hinweise auf eine bessere Modellanpassung an die Daten.

### 3.3 Daten

Zur Schätzung werden Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) herangezogen. Dabei wurde die Welle von 1986 gewählt, da neben der Nachfrage nach medizinischen Leistungen auch Variablen, die das Wohnumfeld betreffen, enthalten sind. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verwendeten Variablen. Die *abhängige Variable* ist die selbst eingeschätzte Zufriedenheit mit der Gesundheit als Proxy für die latente Variable Gesundheit. Dabei handelt es sich um eine ordinal skalierte Variable mit elf Ausprägungen, von 0 = ganz und gar nicht zufrieden bis 10 = ganz und gar zufrieden.

Die *erklärenden Variablen* lassen sich in verschiedene Gruppen einteilen. Zum einen sind dies *prädisponierende Variablen*. Zu dieser Gruppe gehören Variablen, die persönliche Charakteristika des Individuums aufweisen wie bspw. Alter, Geschlecht, Familienstand, Kinder und die Nationalität, falls das Individuum eine andere als die deutsche Staatsbürgerschaft besitzt. Bezüglich des Alters wird auch ein quadratischer Altersterm untersucht, der für einen nichtlinearen Zusammenhang zwischen dem ‚Alter‘ und der ‚Zufriedenheit mit der Gesundheit‘ steht. Es ist davon auszugehen, daß mit zunehmendem Alter die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit zurück geht. Die Dummy-Variable ‚Geschlecht‘ gibt an, ob es sich bei der Befragungsperson um eine Frau (1) oder einen Mann (0) handelt. Das Vorzeichen der Variable ist a priori unklar. Empirische Studien zeigen zum einen, daß bei Frauen die Zufriedenheit mit der Gesundheit geringer ist, da sie mehr medizinische Leistungen in Anspruch nehmen als Männer (vgl. Breyer und Zweifel 1999, S. 129-146 und Leu und Gerfin 1992). Im Gegensatz dazu fanden andere Untersuchungen heraus, daß der Gesundheitszustand von Männern aufgrund der geringeren Lebenserwartung schlechter als bei Frauen ist (vgl. Gerdtham und Johannesson 1997, S. 8 und Gerdtham und Johannesson 1999, S. 1328). Die Variable ‚alleinstehend‘ nimmt für Personen, die von ihrem Partner getrennt leben, ledig, geschieden, verwitwet sind bzw. deren Ehepartner sich im Heimatland befindet und die somit nicht mit einem Partner zusammenleben, den Wert Eins an. Bisherige Untersuchung lassen

---

<sup>11</sup> Amemyia (vgl. 1981, S. 1505) definiert das AIC-Maß als  $-l_M + P$ , er vernachlässigt die Korrektur mit  $2/N$ .

<sup>12</sup> Alternativ kann es auch verwendet werden, um nicht-genestete Modelle, die nicht mit einem Likelihood-Ratio-Test verglichen werden können, zu beurteilen (vgl. Long 1997, S. 110).

vermuten, daß der Effekt auf den Gesundheitszustand positiv sein dürfte.<sup>13</sup> Die Variable ‚Kinder‘ gibt an, ob dem Haushalt Kinder unter 16 Jahren angehören und soll auf etwaige Belastungen durch die Erziehung kontrollieren. Für die Variable ‚Ausländer‘ kann keine Hypothese über den Effekt auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit aufgestellt werden. Kenkel (vgl. 1995, S. 20) ermittelt bei Nichtweißen einen negativen Effekt auf den Gesundheitszustand.

Die zweite Gruppe bilden die *sozioökonomischen Variablen*. Hierzu gehören die Schulbildung, der Krankenversicherungsschutz, das monatliche Haushaltsnettoeinkommen und die sportliche Betätigung. Ob und inwiefern eine bessere Schulbildung sich positiv auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit auswirkt, ist a priori unklar.<sup>14</sup> Man kann jedoch vermuten, daß eine bessere Schulbildung zu einem bewußteren Umgang mit der eigenen Gesundheit führt und daher im Sinne einer höheren Compliance interpretiert werden kann (vgl. hierzu auch die Untersuchung von Gerdtham und Johannesson 1999a). Die Variable ‚Schulbildung‘ nimmt dabei den Wert Eins an, wenn das Individuum mindestens einen Realschulabschluß oder den Besuch einer weiterführenden Schule im Ausland aufweisen kann. Der Einfluß des Versicherungsstatus, d.h. ob ein Individuum gesetzlich oder privat krankenversichert ist, soll überprüfen, ob durch die unterschiedliche Absicherung auch die Gesundheit beeinflusst wird.<sup>15</sup> Dies geschieht durch eine Dummy-Variable, die für PKV-Versicherte den Wert Eins annimmt. Das Haushaltsnettoeinkommen in tausend DM steht als Proxy für die Konsummöglichkeiten des Individuums. Unklar bleibt jedoch, ob ein positiver oder negativer Einfluß auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit besteht, da auch andere Schätzungen zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen (vgl. Leu und Doppmann 1986 oder auch Pohlmeier und Ulrich 1992).

Die dritte Gruppe ist die *Gesundheitslage* des Individuums. Neben der Zufriedenheit mit dem eigenen Gesundheitszustand, die als abhängige Variable dient, sind dies das Leiden unter

---

<sup>13</sup> So schließt Doppmann (vgl. 1985, S. 53) aus der höheren Sterblichkeitsrate Alleinstehender, daß diese einen gesundheitsabnützenderen Lebensstil aufweisen als Verheiratete.

<sup>14</sup> Einen positiven Zusammenhang zwischen der Erhöhung des Humankapitals durch die Ausbildung und der Gesundheit findet sich in Grossman (1972) und (2000). Harris und Harris (1996) argumentieren, daß Personen mit höherer Ausbildung in der Zukunft ein höheres Renteneinkommen zu erwarten haben und daher der Verlust an Lebenseinkommen durch einen vorzeitigen Tod hoch ist. Daneben besitzen Gebildete eine höhere interne Diskontrate, so daß sie alles zukünftige Einkommen höher gewichten als Menschen mit geringen Investitionen in das Humankapital. Daher weisen Personen mit höherer Schulbildung ein größeres Interesse an der Gesundheit auf.

<sup>15</sup> In der Regel dürfte dies über die Inanspruchnahme geschehen, jedoch ist nicht auszuschließen, daß eine bessere Absicherung per se einen positiven Effekt im Sinne eines Optionskonsums medizinischer Leistungen hat.

chronischen Krankheiten, ob keine Behinderung durch den Gesundheitszustand bei der Erfüllung täglicher Aufgaben vorliegt und ob ein Erwerbstätiger mehr als 14 Tage im letzten Kalenderjahr krank geschrieben war. Diese Variablengruppe dient maßgeblich als Korrekturfaktor, da ansonsten die Effekte der anderen Variablen möglicherweise überschätzt werden. Es ist dabei davon auszugehen, daß alle Variablen bis auf die ‚Nicht-Behinderung‘ ein negatives Vorzeichen aufweisen.

Die *medizinische Inanspruchnahme* bildet die dritte Gruppe von erklärenden Variablen. Im einzelnen sind dies die Besuche beim Haus- und Facharzt sowie die Krankenhausaufenthalte im letzten Kalenderjahr. Alle drei Variablen sind binäre Variablen, die den Wert Eins annehmen, wenn im Quartal vor der Befragung bzw. für die Krankenhausaufenthalte im Jahr zuvor ein praktischer Arzt oder Facharzt aufgesucht wurde oder ein Krankenhausaufenthalt vorlag.<sup>16</sup> Für alle drei Variablen kann a priori kein eindeutiger Effekt bestimmt werden. Zum einen kann es sein, daß aufgrund der erfolgreichen Inanspruchnahme medizinischer Leistungen die Zufriedenheit mit der Gesundheit hoch ist. Zum anderen kann es aber auch der Fall sein, daß die Behandlung nicht zum Erfolg (Heilung) führte oder daß sie zum Zeitpunkt der Datenerhebung noch nicht abgeschlossen war. Dann ist es möglich, daß die Zufriedenheit mit der Gesundheit trotz der Inanspruchnahme gering ist. Aufgrund der Daten ist es nicht möglich, für die medizinische Inanspruchnahme neben deren Umfang auch Indikatoren über den Behandlungsaufwand zu integrieren. Aus diesem Grund ist eine Trennung dieser Effekte nicht möglich.

Die vierte Gruppe beschreibt das *Wohnumfeld*. Zum einen sind dies Lärm- und Luftbelastungen, die auf höhere Unzufriedenheit mit der Gesundheit schließen lassen, zum anderen die Entfernung zum Hausarzt und die Entfernung zum nächsten Großstadtzentrum. Alle sind als Dummy-Variablen modelliert. Die erste Variable (Entfernung zum Hausarzt) mißt die Erreichbarkeit und ist damit ein Proxy für die Opportunitätskosten eines Arztbesuches. Wenn der Hausarzt nicht zu Fuß erreichbar ist, dann wird die potentielle Inanspruchnahme eingeschränkt und die Zufriedenheit mit der Gesundheit wird möglicherweise zurückgehen. Die zweite Variable, die Entfernung zum Großstadtzentrum, soll die Unterschiede zwischen Stadt- und Landbevölkerung auffangen. Zwar ist das medizinische Angebot in einer Großstadt bzw.

---

<sup>16</sup> Alternativ zu den Krankenhausaufenthalten bzw. der Arbeitsunfähigkeit im Vorjahr sind auch Daten für 1986 aus der vierten Welle des SOEP verfügbar. Da diese allerdings das gesamte Kalenderjahr 1986 umfassen, die Befragung aber bereits im August stattfand, wäre zumindest ein Teil der Aufenthalte in einem zukünftigen Zeitraum. Aus diesem Grund wurde die relativ lange zeitliche Verzögerung bevorzugt.

in einem Ballungsraum besser als in ländlichen Gegenden, allerdings dürfte auch die Wohnqualität geringer sein, was sich negativ auf das Gesundheitsempfinden auswirken könnte. Die Luft- und Lärmbelästigung bildet die Umweltbelastungen am Wohnort ab. Es ist davon auszugehen, daß ein negativer Einfluß auf die Gesundheit besteht.

**Tabelle 1:** Variablenbeschreibung

<b>prädispon. Variablen</b>	
Alter	Alter in Jahren
Alter <sup>2</sup>	Alter in Jahren quadriert
Geschlecht	1, wenn weiblich
Kinder	1, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt
alleinstehend	1, wenn getrennt lebend, ledig, geschieden, Partner verstorben, Ehepartner im Ausland und somit keine Lebensgemeinschaft
Ausländer	1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch
<b>sozioök. Variablen</b>	
Einkommen	monatliches Haushaltsnettoeinkommen in 1000 DM
Schulbildung	1, wenn mindestens mittlere Reife oder Besuch einer weiterführenden Schule im Ausland
Sport	1, wenn jede Woche aktiver Sport
PKV	1, wenn Private Krankenversicherung
<b>Gesundheitslage</b>	
Gesundheit	Zufriedenheit mit der Gesundheit 0-10
chronisch	1, wenn leiden unter chronischen Krankheiten
keine Behinderung	1, wenn Erfüllung täglicher Aufgaben durch den Gesundheitszustand überhaupt nicht behindert
Arbeitsunfähigkeit	1, wenn 14 Tage oder länger krank geschrieben (1985)
<b>Medizinische</b>	
<b>Inanspruchnahme</b>	
prak. Arzt	1, wenn Besuche beim praktischen Arzt im letzten Quartal
Facharzt	1, wenn Besuche beim Facharzt im letzten Quartal
KH-Aufenthalte	1, wenn Krankenhausaufenthalt (1985)
<b>Wohnumfeld</b>	
Entf. Arzt	1, wenn der Hausarzt nicht zu Fuß erreichbar
Entf. Zentrum	1, wenn mehr als 25 km Entfernung zum Stadtzentrum
Luftverschmutzung	1, wenn Luftverschmutzung stark oder sehr stark
Lärmbelästigung	1, wenn Lärmbelästigung stark oder sehr stark
<b>Arbeitsbedingungen</b>	
Anspannung	1, wenn hohe nervliche Anspannung am Arbeitsplatz (1985)
körp. Belastung	1, wenn körperlich schwere Arbeit (1985)
Nachtschicht	1, wenn regelmäßige Nachtarbeit (1985)
Wechselschicht	1, wenn Arbeit in Wechselschicht (1985)
Umweltbelastung	1, wenn belastende Umwelteinflüsse am Arbeitsplatz (1985)

Die letzte Gruppe bilden die *Bedingungen am Arbeitsplatz*. Dazu zählen die Anwesenheit hoher nervlicher Anspannung, körperliche Belastung, Umweltbelastungen und die Ausübung

von Nacht- oder Wechselschicht. Für diese Variablen würde man erwarten, daß die Zufriedenheit mit der Gesundheit zurückgeht, je höher diese ausgeprägt sind.. Da sie aus der Welle des Jahres 1985 stammen, wurden alle Arbeitnehmer, die zwischen den beiden Erhebungen ihren Arbeitsplatz wechselten, aus der Stichprobe herausgenommen.

Die Schätzungen wurden mit drei Stichproben durchgeführt. Die erste enthält alle Befragten, umfaßt also 4733 Beobachtungen, und schließt die Arbeitsplatzvariablen und die Arbeitsunfähigkeit als erklärende Variablen aus. Die zweite Stichprobe bezieht sich auf die Nichterwerbstätigen und umfaßt 1881 Beobachtungen. Sie beinhaltet den gleichen Variablensatz wie die erste Schätzung. Die dritte Stichprobe umfaßt die Erwerbstätigen, so daß für diese Gruppe mit 2509 Beobachtungen alle Variablen in die Schätzung mit einbezogen werden konnten. Aus der Gruppe der Erwerbstätigen wurden alle diejenigen herausgerechnet, die zwischen den Befragungen von 1985 und 1986 den Arbeitsplatz gewechselt hatten. Weiterhin fehlen Arbeitslose und Befragte, die angaben, im ersten Beruf selbständig zu sein, da für diese die Arbeitsplatzcharakteristika im Datensatz entweder nicht vorliegen oder als nicht aussagekräftig zu beurteilen sind. Tabelle 2 faßt die erwarteten Einflüsse auf den Gesundheitszustand zusammen. Tabelle 3 enthält die deskriptiven Statistiken des Querschnittsdatensatzes, aufgeschlüsselt nach den jeweiligen Stichproben.

**Tabelle 2:** Erwarteter Einfluß der erklärenden Variablen

<b>prädispon. Variablen</b>		<b>med. Inanspruchnahme</b>	
Alter	-	prak. Arzt	+/-
Alter <sup>2</sup>	?	Facharzt	+/-
Geschlecht	+/-	KH-Aufenthalte	+/-
alleinstehend	?	<b>Wohnumfeld</b>	
Kinder	?	Entf. Hausarzt	-
Ausländer	?	Entf. Großstadt	-
<b>sozioök. Variablen</b>		Luftverschmutzung	-
Einkommen	+	Lärmbelästigung	-
Schulbildung	+	<b>Arbeitsbedingungen</b>	
PKV	+	Anspannung	-
Sport	+	körp. Belastung	-
<b>Gesundheitslage</b>		Nachtschicht	-
chronisch	-	Wechselschicht	-
keine Behinderung	+	Umweltbelastung	-
Arbeitsunfähigkeit	-		



**Tabelle 3:** Deskriptive Statistik

Stichprobe Variable	gesamt		nicht erwerbstätig		erwerbstätig	
	Mittelwert	Standard- abweichung	Mittelwert	Standard- abweichung	Mittelwert	Standard- abweichung
<b>prädispon. Variablen</b>						
Alter	42,471	16,241	49,148	19,16	38,619	12,004
Alter <sup>2</sup>	2067,63	1527,07	2781,53	1909,83	1635,49	946,23
Geschlecht	0,484	0,499	0,690	0,463	0,344	0,475
alleinstehend	0,304	0,460	0,318	0,466	0,278	0,448
Kinder	0,427	0,495	0,381	0,486	0,455	0,498
Ausländer	0,247	0,431	0,204	0,403	0,277	0,447
<b>sozioök. Variablen</b>						
Einkommen	3,238	2,698	2,684	1,400	3,603	3,330
Schulbildung	0,310	0,463	0,268	0,443	0,332	0,471
PKV	0,079	0,269	0,067	0,250	0,087	0,282
Sport	0,232	0,422	0,182	0,386	0,260	0,439
<b>Gesundheitslage</b>						
Gesundheit	6,930	2,453	6,453	2,683	7,218	2,225
chronisch	0,288	0,453	0,389	0,488	0,222	0,415
keine Behinderung	0,654	0,476	0,544	0,498	0,723	0,447
Arbeitsunfähigkeit	-	-	-	-	0,179	0,383
<b>med. Inanspruchnahme</b>						
prak. Arzt	0,464	0,499	0,535	0,499	0,415	0,493
Facharzt	0,467	0,499	0,545	0,498	0,416	0,493
KH-Aufenthalte	0,106	0,308	0,138	0,345	0,080	0,272
<b>Wohnumfeld</b>						
Entf. Hausarzt	0,115	0,319	0,113	0,317	0,112	0,315
Entf. Großstadt	0,313	0,464	0,304	0,460	0,313	0,464
Luftverschmutzung	0,118	0,323	0,113	0,317	0,121	0,327
Lärmbelästigung	0,127	0,333	0,139	0,346	0,119	0,324
<b>Arbeitsbedingungen</b>						
Anspannung	-	-	-	-	0,236	0,425
körperliche Belastung	-	-	-	-	0,159	0,366
Nachtschicht	-	-	-	-	0,061	0,240
Wechselschicht	-	-	-	-	0,125	0,331
Umweltbelastung	-	-	-	-	0,213	0,409

### 3.4 Schätzergebnisse

Die hier präsentierten Ergebnisse beziehen sich auf die drei unterschiedlichen Stichproben „gesamt“, „nicht erwerbstätig“ und „erwerbstätig“. Dabei handelt es sich jeweils um eine Ordered Probit-Schätzung, wie sie im Abschnitt 3.2 dargestellt wurde. Allen Schätzungen liegen als unabhängige Variablen die gleichen prädisponierenden und sozioökonomischen Variablen zugrunde. Darüber hinaus gehen die medizinische Inanspruchnahme, das Wohnum-

feld und die Gesundheitslage mit Ausnahme der Variablen Arbeitsunfähigkeit in alle Schätzungen ein. Um eine Fehlspezifikation des Modells zu vermeiden, werden robuste Schätzungen mit einer heteroskedastie-konsistenten Kovarianzmatrix der Parameter durchgeführt.<sup>17</sup>

### *Schätzung Gesamtstichprobe*

Für die *Gesamtstichprobe* (Schätzung (1), Spalten 2 und 3) ergibt sich, daß das ‚Alter‘ einen signifikant negativen Einfluß auf den Gesundheitszustand aufweist, wenn auch mit abnehmender Rate, was aus dem positiven Koeffizienten der Variable ‚Alter<sup>2</sup>‘ hervorgeht (vgl. zu den Ergebnissen Tabelle 4). Dies bedeutet, daß mit zunehmendem Lebensalter die Zufriedenheit mit der Gesundheit bis zu einer bestimmten Grenze zurückgeht, um danach wieder anzusteigen. Es besteht somit ein inverser, u-förmiger Zusammenhang.

Dieses Resultat läßt sich aus den Parameterschätzungen für den Altersterm berechnen, so daß die Zufriedenheit mit der Gesundheit für die Gesamtstichprobe im Alter von 61,5 Jahren am geringsten ist, für die Nichterwerbstätigen im Alter von ca. 61,3 Jahren und für die Erwerbstätigen im Alter von ca. 53 Jahren, was die Arbeitsbelastung widerspiegelt. Dieses Ergebnis entspricht den Erwartungen, da zunehmendes Alter auch mit Multimorbidität einhergeht.<sup>18</sup> Daß im hohen Alter der positive Effekt des quadratischen Ausdrucks überwiegt, kann seine Gründe auch in einer Gewöhnung an den Umgang mit Krankheiten, etwa in einer Anpassung des Anspruchsniveaus an die Gesundheit haben. Frauen sind im Vergleich zu Männern weniger mit ihrem Gesundheitszustand zufrieden, was der negative Koeffizient in Spalte 1 belegt. Allerdings ist dieses Ergebnis nicht signifikant.<sup>19</sup> Die Variable ‚alleinstehend‘ weist ein positives Vorzeichen auf, ist aber nicht signifikant. Ausländer sind mit ihrem Gesundheitszustand zufriedener als Deutsche, was u.U. damit zu tun hat, daß in Deutschland lebende Aus-

---

<sup>17</sup> Der Vorteil von robusten Standardfehlern liegt darin begründet, daß selbst für den Fall einer falschen Verteilungsannahme die Pseudo-Maximum-Likelihood-Schätzung konsistent ist, wenn zum einen die Mittelwertfunktion richtig spezifiziert ist und zum anderen die verwendete Verteilung zur Klasse der linear exponentiellen Familie gehört (vgl. Gouriéroux, Monfort und Tronçon 1984).

<sup>18</sup> Weiterhin zeigen Studien, daß mit zunehmendem Alter auch die Nachfrage nach medizinischen Leistungen und damit die Gesundheitsausgaben ansteigen (vgl. Pohlmeier und Ulrich 1996) bzw. daß durch den Restlebenszeiteffekt das Alter seinen Einfluß auf die Gesundheitsausgaben verliert (vgl. hierzu Zweifel, Felder und Meier 1996, Breyer 1996). Felder et al. (2000) zeigen, daß innerhalb der letzten zwei Lebensjahre die Gesundheitsausgaben ansteigen.

<sup>19</sup> Einen negativen, ebenfalls nicht signifikanten Einfluß auf den Gesundheitszustand für Frauen finden auch Nocera und Zweifel (1998).

länder eine Art positive Selektion darstellen, sofern sie am Arbeitsmarkt aktiv sind.<sup>20</sup> Allerdings ist dieser Parameter nicht signifikant.

Für die sozioökonomischen Variablen ergibt sich folgendes Bild (siehe Tabelle 4): Das Haushaltsnettoeinkommen hat einen positiven, aber keinen signifikanten Einfluß auf die Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand. Dafür lassen sich verschiedene Erklärungen finden. Zum einen ist das Einkommen weniger relevant für die Zufriedenheit mit der Gesundheit als vielmehr für die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen oder den Genuß gesundheitsrelevanter Güter. Deren Effekt auf die Gesundheit hängt jedoch auch stark mit der subjektiven Wahrnehmung des Individuums zusammen. Zum anderen kann das monatliche Haushaltsnettoeinkommen nicht unbedingt einer Person des Haushalts zugeordnet werden, so daß u.U. kein direkter Einfluß besteht. Daneben bildet diese Variable die Konsummöglichkeiten des Individuums nur sehr ungenau ab, zumal nicht jede Art von Konsum gesundheitsrelevant erscheint. Die Variable ‚Schulbildung‘ hat einen signifikant positiven Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit eines besseren Gesundheitszustandes. Dahinter steht, daß ein Individuum mit besserem Bildungsstand ein genaueres Wissen über gesundheitsrelevante Themen besitzt und Krankheiten möglicherweise auch früher erkennt und besser agiert als weniger gebildete.<sup>21</sup>

Eine private Krankenversicherung hat keinen signifikanten Einfluß. Auch hier gilt wiederum, daß die Art der Krankenversicherung eher für die Nutzung medizinischer Leistungen relevant sein dürfte denn für deren Resultat. Die *Hypothese 1* (siehe Seite 11), daß die Art der Versicherung den Gesundheitszustand indirekt beeinflusst, kann somit nicht bestätigt werden. Zumindest für Deutschland ist kein signifikanter Unterschied zwischen privat oder gesetzlich Versicherten erkennbar. Die Variable ‚Sport‘, die angibt, ob wöchentlich aktiv Sport betrieben wird, ist signifikant positiv. Körperliche Ertüchtigung steigert demnach die Wahrscheinlichkeit einer hohen Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand, unabhängig von einer eventuell höheren Verletzungs- und damit Krankheitsanfälligkeit, ein Ergebnis, das sich auch in Nocera und Zweifel (1998) wiederfindet. Insgesamt sprechen zumindest die Variablen ‚Schulbildung‘ und ‚Sport‘ für einen positiven Einfluß der Compliance des Patienten auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit und damit für *Hypothese 4*. Der insignifikante Effekt des

---

<sup>20</sup> Die positive Selektion ergibt sich daraus, daß erwerbstätige Ausländer i.d.R. aufgrund der Arbeitsplatzchancen nach Deutschland gekommen sind und sich daher häufig keine lange krankheitsbedingte Abwesenheit vom Arbeitsplatz erlauben können.

Einkommens liegt auch darin begründet, daß darüber hinaus auch Ausgaben für andere als gesundheitsrelevante Güter und Verhaltensweisen getätigt werden.

Die Variablen der Gesundheitslage weisen, wie aus Tabelle 4 ersichtlich, allesamt das erwartete negative Vorzeichen auf und sind signifikant auf dem 1%-Niveau. Chronische Krankheiten reduzieren die Wahrscheinlichkeit einer hohen Zufriedenheit, keine Einschränkungen bei der Erfüllung täglicher Arbeiten durch die Gesundheit erhöhen die Zufriedenheit. Ähnliches gilt für die medizinische Inanspruchnahme. Alle drei Variablen (Hausarztbesuch, Besuch beim Facharzt und Krankenhausaufenthalte) haben einen signifikant negativen Einfluß auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit. Auf den ersten Blick mag dieses Ergebnis überraschen, da man von einem positiven Einfluß der Medizin auf den Gesundheitszustand ausgehen würde. In der Regel werden aber nur die Personen einen Arzt aufsuchen, die gesundheitliche Beschwerden aufweisen und daher nicht voll und ganz mit ihrem Gesundheitszustand zufrieden sind. Dies spricht für die Gültigkeit von *Hypothese 2* (Blomqvist, siehe hierzu Seite 11), daß die Inanspruchnahme der medizinischen Leistungen vom Gesundheitszustand vor der Behandlung abhängt. Weiterhin ist es durchaus möglich, daß trotz medizinischer Leistungen der Patient noch nicht wieder mit seiner Gesundheit voll zufrieden ist. Da die Datenerhebung nicht in medizinische Inanspruchnahmen unterscheidet, bei denen die Behandlung abgeschlossen war und solche, bei denen die Behandlung noch andauert, gehen beide Möglichkeiten in den Datensatz ein. Wünschenswert wäre es dagegen gewesen, nur abgeschlossene Behandlungen zu betrachten, um die Wirkung der medizinischen Leistung beurteilen zu können. Da auch der Behandlungsaufwand nicht als gesonderte Variable zur Verfügung steht, kann keine separate Aussage über Aufwand bzw. Qualität der Behandlung gemacht werden. *Hypothese 3* (Ma und McGuire, siehe Abschnitt 3.1) erweist sich somit als nicht überprüfbar. Das negative Vorzeichen dieser Variablen ist daher eher ein Indikator dafür, daß Leute mit höherer Inanspruchnahme medizinischer Leistungen generell einen schlechteren Gesundheitszustand aufweisen als solche ohne Inanspruchnahme.

---

<sup>21</sup> Dieses Ergebnis stimmt mit anderen Schätzungen überein (vgl. bspw. Leu und Gerfin 1992, Leu und Doppmann 1996, Nocera und Zweifel 1998, Gerdtham und Johannesson 1999 und Gerdtham et al. 1999a)

**Tabelle 4:** Schätzergebnisse für die Gesamtstichprobe und die Nicht-Erwerbstätigen

abhängige Variable: Zufriedenheit mit der Gesundheit

erklärende Variablen	(1) gesamt		(2) nicht erwerbstätig	
	Koeffizient	P-Wert <sup>a)</sup>	Koeffizient	P-Wert <sup>a)</sup>
<b>prädispon. Variablen</b>				
Alter	-0,0282	0,000***	-0,0326	0,000***
Alter <sup>2</sup>	0,0002	0,000***	0,0003	0,002***
Geschlecht	-0,0431	0,167	-0,0021	0,970
alleinstehend	0,0141	0,731	-0,0437	0,496
Kinder	-0,0490	0,162	-0,1200	0,063*
Ausländer	0,0411	0,293	-0,0417	0,544
<b>sozioök. Variablen</b>				
Einkommen	0,0003	0,949	0,0272	0,149
Schulbildung	0,0883	0,012**	0,1604	0,006***
PKV	0,0399	0,477	0,1597	0,116
Sport	0,1889	0,000***	0,3009	0,000***
<b>Gesundheitslage</b>				
chronisch	-0,5240	0,000***	-0,5953	0,000***
keine Behinderung	0,8952	0,000***	0,8784	0,000***
Arbeitsunfähigkeit	-	-	-	-
<b>med. Inanspruchnahme</b>				
prak. Arzt	-0,2385	0,000***	-0,2415	0,002***
Facharzt	-0,1938	0,000***	-0,2141	0,007***
KH-Aufenthalte	-0,2350	0,000***	-0,2459	0,001***
<b>Wohnumfeld</b>				
Entf. Arzt	-0,1019	0,036**	-0,0817	0,287
Entf. Zentrum	0,1415	0,000***	0,0691	0,193
Luftverschmutzung	-0,1406	0,007***	-0,2097	0,014**
Lärmbelästigung	-0,1162	0,018**	-0,0960	0,210
Log Likelihood	-8923,74		-3627,38	
Wald	2159,81	0,000	1009,50	0,000
McFadden's R <sup>2</sup> adj.	0,113		0,125	
McKelvy/Zavoina R <sup>2</sup>	0,404		0,457	
Akaike's Information Criterion	3,783		3,888	
N	4733		1881	

\*\*\* signifikant auf dem 1% Niveau

\*\* signifikant auf dem 5% Niveau

\* signifikant auf dem 10% Niveau

a) Der P-Wert gibt das minimale Signifikanzniveau (Fehler 1. Art) an, für das der beobachtete Wert der Teststatistik zu einer Ablehnung der Nullhypothese (Koeffizient=0) führt (vgl. Kennedy 1998, S. 409).

Bezüglich des Wohnumfeldes kann man festhalten, daß bei einer weiten Entfernung zum Hausarzt die Wahrscheinlichkeit der Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit signifikant zurückgeht. Dies deutet darauf hin, daß Patienten den Hausarzt auch im Sinne eines Optionskonsums ansehen und eine leichtere Erreichbarkeit somit ihr subjektives Empfinden des Gesundheitszustandes positiv beeinflusst (vgl. Wille 1980, S. 143). Die Entfernung von einem

Großstadtzentrum erhöht die Wahrscheinlichkeit für eine hohe Zufriedenheit mit der Gesundheit signifikant. Dies läßt sich darauf zurückführen, daß zwar in einer Großstadt die medizinische Infrastruktur besser als in mittleren oder Kleinstädten ist, daß aber die Lebensqualität in einem Großstadtzentrum niedriger ist. Weiterhin weisen Luft- und Lärmverschmutzung die erwarteten negativen Einflüsse auf. Die Koeffizienten sind signifikant auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau. Starke Verschmutzung bzw. Lärmbelästigung wird von den untersuchten Personen als negativ im Hinblick auf ihre Einschätzung der Gesundheit empfunden. Es läßt sich vermuten, daß dies insbesondere dann der Fall ist, wenn keine Ausweichmöglichkeiten in andere Regionen bestehen. Für die Güte der Schätzung ergibt sich, daß das korrigierte  $R^2$  nach McFadden einen Wert von 0,11 annimmt. Das McKelvey-Zavoina-Maß ist 0,404 und das Akaike Informationsmaß 3,783.

#### *Schätzung Nichterwerbstätige*

Bei der Schätzung für die *Nichterwerbstätigen* (Schätzung (2), Spalten 3 und 4 in Tabelle 4) treten im Vergleich zur vorangegangenen Untersuchung nur einige Unterschiede auf. Die Koeffizienten für das Alter und sowie den quadratischen Altersterm sind bei nahezu gleicher Signifikanz unverändert. Bei den sozioökonomischen Variablen fällt vor allem der größere Koeffizient des Haushaltsnettoeinkommens ins Auge. Darüber hinaus ist er auf dem 19 %-Niveau signifikant, bei der Gesamtstichprobe lag er bei ca. 98 %. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, daß bei Nichterwerbstätigen das Haushaltseinkommen einen stärkeren Gesundheitsbezug aufweist, da sie bei einer Erkrankung auf dieses Einkommen und nicht auf eigenes Erwerbseinkommen angewiesen sind.<sup>22</sup> Der Koeffizient der Variablen ‚Schulbildung‘ ist etwas höher als bei der Gesamtstichprobe, was sich jedoch nicht durch die ökonomische Theorie erklären läßt. Der Koeffizient der Variablen ‚PKV‘ hat nun einen wesentlich höheren Wert als zuvor (0,122 im Vergleich zu 0,039), doch bleibt er auch in dieser Schätzung insignifikant. Die Ergebnisse für die Variablen der Gruppen Gesundheitslage und medizinische Inanspruchnahme entsprechen im Großen und Ganzen denen der Gesamtstichprobe (vergleiche hierzu die Ergebnisse in den Spalten 1 und 2 der Tabelle 4)

---

<sup>22</sup> Allerdings vernachlässigt eine solche Interpretation andere Einkommensarten wie bspw. Vermögenseinkommen oder Einkommen aus Vermietung und Verpachtung, die auch für Gesundheitsausgaben herangezogen werden könnten.

Dagegen sind alle Variablen für das Wohnumfeld mit Ausnahme der Luftverschmutzung insignifikant. Dies mag daran liegen, daß Menschen, die keiner Erwerbstätigkeit nachgehen, mehr Zeit zur Verfügung haben, um bspw. auch einen räumlich entfernten Arzt aufzusuchen. Dies wird auch durch den kleineren Koeffizienten für die Entfernung zum nächsten Großstadtzentrum bestätigt. Die Opportunitätskosten sind demnach für Nichterwerbstätige geringer als für Erwerbstätige. Aus diesem Grund mag auch die Lärmbelästigung am Wohnort keinen signifikanten Einfluß auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit ausüben. Bezüglich des signifikant negativen Koeffizienten für die Luftverschmutzung kann man festhalten, daß man in einer bestimmten Region der Verschmutzung der Luft schlechter ausweichen kann als bspw. der Belästigung durch Lärm, so daß die Luftverschmutzung signifikante Effekte auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit besitzt. Die Ergebnisse für das korrigierte McFadden- $R^2$  und McKelvey/Zavoina- $R^2$  liegen im Vergleich mit der Gesamtstichprobe etwas höher (0,125 bzw. 0,457), was auf eine bessere Varianzerklärung schließen läßt, allerdings ist der Wert des Akaike Informationsmaßes mit 3,888 geringfügig höher, was für eine bessere Anpassung der Gesamtstichprobe spricht (siehe Spalten 1 und 3 in Tabelle 4).

#### *Schätzung Erwerbstätige*

Die dritte Schätzung überprüft den Zusammenhang für die *Erwerbstätigen* anhand der identischen Variablenauswahl wie bei den Schätzungen für die Gesamtstichprobe und die Nichterwerbstätigen (vgl. Tabelle 6). Die Vorzeichen der signifikanten Variablen sind identisch mit denen der zuvor präsentierten Schätzungen in Tabelle 4. Die Koeffizienten der Altersvariable und des quadratischen Altersterms bewegen sich auf etwa dem Niveau der Gesamtstichprobe und der Nicht-Erwerbstätigen. Frauen haben eine geringere Zufriedenheit mit der Gesundheit, allerdings ist der Koeffizient auch hier nicht signifikant. Dies trifft auch für die anderen prädisponierenden Variablen zu, wobei die Variable ‚alleinstehend‘ nun ein positives Vorzeichen und die Variable ‚Ausländer‘ ein negatives Vorzeichen aufweist. Bei der Gruppe der sozioökonomischen Variablen fällt auf, daß die Schulbildung nun keinen signifikanten Effekt mehr besitzt. Eine Erklärung liegt u.U. darin, daß für Personen, die im Erwerbsleben stehen, nicht mehr die Schulausbildung, sondern ihre berufliche Tätigkeit die Zufriedenheit mit der Gesundheit beeinflusst. Das Vorzeichen der Variablen ‚PKV‘ ist nun negativ, jedoch weiterhin insignifikant. Für die anderen Variablen (Einkommen und Sport) sind die Ergebnisse mit den anderen vergleichbar (vgl. Tabelle 4). Das monatliche Haushaltsnettoeinkommen ist nach wie vor insignifikant, und wöchentlicher aktiver Sport erhöht

die Zufriedenheit mit der Gesundheit signifikant. Dieses letzte Ergebnis stützt auch in dieser Schätzung die *Hypothese 4* (siehe Abschnitt 3.1), daß auch der Patient durch sein Verhalten den Gesundheitszustand beeinflussen kann.

Auch die Resultate für die Gesundheitslage entsprechen den Erwartungen. Beide, sowohl chronische Krankheiten als auch die Möglichkeit, ohne Behinderung durch den Gesundheitszustand den täglichen Arbeiten nachzugehen, besitzen das erwartete Vorzeichen und sind signifikant auf dem 1%-Niveau. Für die Variablen der medizinischen Inanspruchnahme gilt, daß durch Besuche beim praktischen Arzt, beim Facharzt und durch Krankenhausaufenthalte die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit zurückgeht. Dies bestätigt die Resultate der anderen Schätzungen für die Gesamtstichprobe und die Nicht-Erwerbstätigen sowie die Vermutung, daß die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen mit einem schlechten Gesundheitszustand vor der Behandlung einhergeht, so daß die resultierende Zufriedenheit ebenfalls gering ist (vgl. *Hypothese 2* Abschnitt 3.1). Auffällig bei den Arztbesuchen ist, daß der Absolutwert des Schätzkoeffizienten für den praktischen Arzt geringer und für den Facharzt größer ist als bei den Schätzungen für die Gesamtstichprobe und die Nicht-Erwerbstätigen. Bei Betrachtung der deskriptiven Statistik (siehe Tabelle 3) fällt auf, daß die Mittelwerte beider Variablen deutlich geringer sind als in der Stichprobe der Nicht-Erwerbstätigen, was den Schluß zuläßt, daß Erwerbstätige seltener einen Arzt aufsuchen als Nicht-Erwerbstätige.

Für die Variablen des Wohnumfeldes ergibt sich, daß der negative Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer hohen Zufriedenheit mit der Gesundheit bei den Erwerbstätigen höher als bei den anderen Stichproben ist, falls die Entfernung zum Hausarzt mehr als 25 Minuten zu Fuß beträgt. Eine mögliche Erklärung dafür liegt in den Opportunitätskosten, da Erwerbstätige im Regelfall lediglich außerhalb ihrer Arbeitszeit den Arzt aufsuchen können und sich dann die größere Entfernung negativ auswirkt. Dagegen erhöht eine größere Entfernung vom nächsten Großstadtzentrum die Zufriedenheit mit der Gesundheit stärker, da außerhalb des Zentrum die Lebensqualität i.d.R. höher. Starke Lärmbelästigung dagegen vermindert die Zufriedenheit mit der Gesundheit signifikant. Das korrigierte  $R^2$  nach McFadden und das Maß von McKelvey/Zavoina liegen mit Werten von 0,092 und 0,344 unter denen der Schätzungen (1) und (2). Das Akaike Informationsmaß hat mit 3,732 einen niedrigeren Wert, was den Schluß nahelegt, daß das Modell für die Teilstichprobe der Erwerbstätigen eine bessere Anpassung ergibt.



**Tabelle 6:** Schätzergebnisse Erwerbstätige

abhängige Variable: Zufriedenheit mit der Gesundheit

erklärende Variablen	(3) erwerbstätig		(4) inkl. Arbeitsbedingungen	
	Koeffizient	P-Wert <sup>a)</sup>	Koeffizient	P-Wert <sup>a)</sup>
<b>prädispon. Variablen</b>				
Alter	-0,0307	0,013**	-0,0294	0,018**
Alter <sup>2</sup>	0,0003	0,064*	0,0003	0,072*
Geschlecht	-0,0393	0,390	-0,0532	0,256
alleinstehend	0,0736	0,207	0,0625	0,283
Kinder	-0,0146	0,749	-0,0213	0,640
Ausländer	0,0356	0,484	0,0528	0,304
<b>sozioök. Variablen</b>				
Einkommen	0,0006	0,893	0,0005	0,920
Schulbildung	0,0352	0,468	0,0254	0,608
PKV	-0,0528	0,466	-0,0399	0,583
Sport	0,0998	0,051*	0,1002	0,050**
<b>Gesundheitslage</b>				
chronisch	-0,4659	0,000***	-0,4287	0,000***
keine Behinderung	0,9204	0,000***	0,8986	0,000***
Arbeitsunfähigkeit	-	-	-0,3556	0,000***
<b>med. Inanspruchnahme</b>				
prak. Arzt	-0,1561	0,034**	-0,1247	0,090*
Facharzt	-0,2581	0,001***	-0,2609	0,000***
KH-Aufenthalte	-0,2249	0,003***	-0,0434	0,591
<b>Wohnumfeld</b>				
Entf. Arzt	-0,1731	0,011**	-0,1796	0,009***
Entf. Zentrum	0,1783	0,000***	0,1746	0,000***
Luftverschmutzung	-0,0836	0,229	-0,0736	0,289
Lärmbelästigung	-0,1475	0,033**	-0,1336	0,054*
<b>Arbeitsbedingungen</b>				
Anspannung	-	-	-0,1511	0,004***
körp. Anstrengung	-	-	0,0016	0,980
Nachtschicht	-	-	0,0075	0,942
Wechselschicht	-	-	0,1135	0,130
Umweltbelastung	-	-	-0,0508	0,380
Log Likelihood	-4652,34		-4630,23	
Wald	939,59	0,000	979,30	0,000
McFadden's R <sup>2</sup>	0,092		0,095	
McKelvy/Zavoina R <sup>2</sup>	0,344		0,356	
Akaike's Information Criterion	3,732		3,719	
N	2509		2509	

\*\*\* signifikant auf dem 1% Niveau

\*\* signifikant auf dem 5% Niveau

\* signifikant auf dem 10% Niveau

a) Der P-Wert gibt das minimale Signifikanzniveau (Fehler 1. Art) an, für das der beobachtete Wert der Teststatistik zu einer Ablehnung der Nullhypothese (Koeffizient=0) führt (vgl. Kennedy 1998, S. 409).

### *Schätzung Erwerbstätige inklusive Arbeitsplatzcharakteristika und Arbeitsunfähigkeit*

Für die *vierte Schätzung* wurden für die *Erwerbstätigen* arbeitsplatzbezogene Variablen sowie Arbeitsunfähigkeit in die Untersuchung mit einbezogen (Schätzung (4), siehe Spalten 3 und 4 in Tabelle 6). Für die Gruppe der prädisponierenden Variablen ergeben sich daraus nur geringfügige Änderungen der Parameterschätzungen und der Signifikanz. Nach wie vor sind die Altersterme signifikant, wenn auch nur noch auf dem 5 bzw. 10% Niveau. Alle anderen Variablen dieser Gruppe sind nach wie vor insignifikant. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den sozioökonomischen Variablen, bei denen lediglich wöchentlicher aktiver Sport signifikant positiv ist.

Bei der Gesundheitslage kommt nun zu den Variablen ‚chronischen Krankheiten‘ und ‚keine Behinderung durch den Gesundheitszustand‘ auch noch die ‚Arbeitsunfähigkeit‘ hinzu. Die ersten beiden Variablen sind hoch signifikant und ihr Vorzeichen entspricht den Erwartungen. Falls ein Erwerbstätiger länger als 14 Tage krank geschrieben war, vermindert sich seine Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand signifikant. Dies läßt den Schluß zu, daß längere Arbeitsunfähigkeit den Gesundheitszustand oftmals über einen längeren Zeitraum nach der akuten Erkrankung noch negativ beeinflusst. Gleichzeitig fällt jedoch auf, daß der Koeffizient für den Krankenhausaufenthalt absolut gesehen deutlich kleiner und nicht signifikant ist. Eine mögliche Interpretation ist, daß eine längere Arbeitsunfähigkeit oft mit einem Krankenhausaufenthalt verbunden ist bzw. daß dieser der vorübergehenden Erwerbsunfähigkeit vorausgeht. Somit geht der Effekt von der Krankenhausvariable auf die Arbeitsunfähigkeit über.<sup>23</sup>

Die Ergebnisse für das Wohnumfeld sind mit denen von Schätzung (3) vergleichbar. Auch hier besitzen die Entfernung zum Arzt und die Lärmbelästigung einen signifikant negativen, die Entfernung zum Großstadtzentrum einen signifikant positiven Einfluß. Die Luftverschmutzung besitzt auch in dieser Schätzung keinen signifikanten Effekt.

In der Variablengruppe Arbeitsbedingungen besitzt die Variable ‚Anspannung‘ einen signifikant negativen Einfluß. Beruflicher Streß verringert daher die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit. Weder körperliche Anstrengung noch Wechsel- bzw. Nachtschicht oder Um-

---

<sup>23</sup> Alternative Schätzungen mit beiden Variablen, der Arbeitsunfähigkeit und dem Krankenhausbesuch aus der vierten Welle, die sich auf das Jahr 1986 beziehen, ergaben ein ähnliches Ergebnis. Wird hingegen nur die Arbeitsunfähigkeit aus der 4. Welle entnommen, so bleibt der Krankenhausbesuch signifikant, was die Hypothese stützt, daß beide Variablen aus einer Periode hoch korreliert sind.

weltbelastung haben einen signifikanten Effekt. Auffällig ist trotzdem der positive Koeffizient der beiden Schichtvariablen und der körperlichen Anstrengung, der sich wohl nur mit Gewöhnungseffekten erklären läßt. Insgesamt aber gilt, daß Arbeitsbedingungen nur bedingt einen Einfluß auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit ausüben, sondern lediglich die Zufriedenheit mit dem Arbeitsplatz wiedergeben (vgl. Pohlmeier und Ulrich 1995, S. 356ff.). Das McFadden-Maß für das  $R^2$  liegt mit 0,097 etwas über dem Wert von Schätzung (3). Das gleiche gilt für das McKelvey/Zavoina- $R^2$  mit einem Wert von 0,356. Das Informationsmaß nach Akaike liegt bei 3,719 und spricht daher für die beste Modellanpassung in dieser Stichprobe.

#### **4 Zusammenfassung und Ausblick**

In der vorliegenden Arbeit wurde die Beziehung zwischen Arzt und Patient mit Hilfe von vier theoretischen Ansätzen aus der Literatur beschrieben und daraus Hypothesen über den Zusammenhang von Gesundheit und Inanspruchnahme medizinischer Leistungen abgeleitet. Diese wurden mit Hilfe eines Querschnittsdatensatzes des SOEP aus der Welle von Jahre 1986 untersucht. Dabei wurden eine Ordered Probit-Schätzung für die Gesamtstichprobe, die Nichterwerbstätigen und die Erwerbstätigen durchgeführt, wobei die selbsteingeschätzte Zufriedenheit mit der Gesundheit die abhängige Variable und damit einen Proxy für die latente Variable ‚Gesundheit‘ bildet. Ein Hauptergebnis dabei ist, daß die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen negativ auf die Wahrscheinlichkeit einer hohen Zufriedenheit mit der Gesundheit wirkt. Der Hauptgrund dafür liegt darin, daß der Gesundheitszustand vor einer Arztkonsultation i.d.R. schlecht ist und u.U. ist das Individuum auch nach der Behandlung nicht völlig gesund. Darüber hinaus lassen die verwendeten Daten keinen Rückschluß auf den tatsächlichen Behandlungsaufwand und damit auf die Qualität zu. Weiterhin gilt, daß sportliche Betätigung und verbesserte Schulbildung eine positive Wirkung haben und daher im Sinne einer hohen Compliance interpretiert werden können. Für die Schulbildung gilt dies jedoch nicht für die Teilstichprobe der Erwerbstätigen. Die Arbeitsbedingungen sind, abgesehen von nervlicher Anspannung, nicht signifikant und geben daher eher die Zufriedenheit mit der Arbeit als die mit der Gesundheit wieder.

Für zukünftige Forschungsarbeiten wird angestrebt, die theoretischen Modelle der Arzt-Patient-Beziehung noch weiter in eine empirische Untersuchung einzubetten. Weiterhin soll der Datensatz auf mehrere Wellen ausgedehnt werden, um mit diesen mit Hilfe von Panelschätzungen auch Zeit- und Individualeffekte zu untersuchen.

## Literatur

- Amemiya, T.** (1981), Qualitative Response Models: A Survey, in: *Journal of Economic Literature*, 19, 1483-1536.
- Blomqvist, A.** (1991), The Doctor as Double Agent: Information Asymmetry, Health Insurance, and Medical Care, in: *Journal of Health Economics*, 10, 411-432.
- Breyer, F.** (1996), Korreferat: Demographische Alterung und Gesundheitskosten: Eine Fehlinterpretation, in: Oberender, P. (Hg.), *Alter und Gesundheit*, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, 47-48.
- Breyer, F. und P. Zweifel** (1999), *Gesundheitsökonomie, 3. Auflage*, Springer Verlag, Berlin et al.
- Chiu, W. H.** (1997), Health Insurance and the Welfare of Health Care Consumers, in: *Journal of Public Economics*, 64, 125-133.
- Clark, D. und J. A. Olsen** (1994), Agency in Health Care with an Endogenous Budget Constraint, in: *Journal of Health Economics*, 13, 231-251.
- Cramer, J. S.** (1986), *Econometric Applications of Maximum Likelihood Methods*, Cambridge University Press, Cambridge et al.
- Cramer, J. S.** (1991), *The Logit Model: An Introduction for Economists*, Hodder and Stoughton, London and Melbourne.
- de Meza, D.** (1983), Health Insurance and the Demand for Medical Care, in: *Journal of Health Economics*, 2, 47-54.
- Doppmann, R. J.** (1985), *Determinanten der Nachfrage nach Gesundheit und der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen. Eine ökonomische und ökonometrische Analyse für die Schweiz*, BSBS, Basel.
- Ellis, R. P. und T. G. McGuire** (1990), Optimal Payment Systems for Health Services, in: *Journal of Health Economics*, 9, 375-396.
- Felder, S., Meier, M. und H. Schmitt** (2000), Health Care Expenditure in the Last Months of Life, in: *Journal of Health Economics*, 19, 679-695.

- Gerdtham, U. G. und P. O. Johansson** (1997), *The Relationship between Happiness, Health and Socio-Economic Factors: Results based on Swedish Micro Data*, Working Paper Series in Economics and Finance No. 207, Department of Economics, Stockholm School of Economics.
- Gerdtham, U. und M. Johannesson** (1999), New Estimates of the Demand for Health: Results Based on a Categorical Health Measure and Swedish Micro Data, in: *Social Science and Medicine*, 49, 1325-1332.
- Gerdtham, U. G., Johannesson, M., L. Lundberg et al.** (1999a), The Demand for Health: Results from New Measures of Health Capital, in: *European Journal of Political Economy*, 15, 501-521.
- Gouriéroux, C., Monfort, A. und A. Trongon** (1984), Pseudo Maximum Likelihood Methods, in: *Econometrica*, 52, 681-700.
- Greene, W. H.** (2000), *Econometric Analysis 4th ed.*, Prentice Hall, New Jersey et al..
- Grossman, M.** (1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, in: *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.
- Grossman, M.** (2000), The Human Capital Model, in: Culyer, A. J. und J. P. Newhouse (Hg.), *Handbook of Health Economics, Vol. 1A*, Handbooks in Economics 17, Elsevier, Amsterdam et al., 347-408.
- Harris, W. T. und L. Harris** (1996), The Decision to Quit Smoking: Theory and Evidence, in: *Journal of Socio-Economics*, 25, 601-618.
- Jones, A. M.** (2000), Health Econometrics, in: Culyer, A. J. und J. P. Newhouse (Hg.), *Handbook of Health Economics, Volume 1A*, Handbooks in Economics 17, Elsevier, Amsterdam et al., 265-344.
- Kenkel, D. S.** (1995), Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Productions Functions, in: *Health Economics*, 4, 15-29.
- Kennedy, P. E.** (1998), *A Guide to Econometrics, 4th ed.*, Blackwell Publishers, Oxford et al.

- Lee, C.** (1995), Optimal Medical Treatment under Asymmetric Information, in: *Journal of Health Economics*, 14, 419-441.
- Leu, R. E. und R. J. Doppmann** (1986), Die Nachfrage nach Gesundheit und Gesundheitsleistungen, in: Gäfgen, G. (Hg.), *Ökonomie des Gesundheitswesens*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. Bd. 159, Duncker und Humblodt, Berlin, 161-175.
- Leu, R. E. und M. Gerfin** (1992), Die Nachfrage nach Gesundheit - Ein empirischer Test des Grossmann-Modells, in: Oberender, P. (Hg.), *Steuerungsprobleme im Gesundheitswesen*, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, 61-79.
- Long, J. S.** (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage, Thousand Oaks et al.
- Long, J. S. und S. Cheng** (2001), Regression Models for Categorical Outcomes, in: Hardy, M. und A. Bryman (Hg.), *Handbook of Data Analysis*, Sage, Thousand Oaks et al., forthcoming.
- Maddala, G. S.** (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge et al.
- McKelvey, R. D. und Zavoina** (1975), A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables, in: *Journal of Mathematical Sociology*, 4, 103-120.
- Nocera, S. und P. Zweifel** (1998), The Demand for Health: An Empirical Test of the Grossman Model Using Panel Data, in: Zweifel, P. (Hg.), *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht et al., 35-49.
- Pohlmeier, W. und V. Ulrich** (1992), Determinanten des Gesundheitszustandes - Ein empirischer Ansatz zur Outputmessung im Gesundheitswesen bei partieller Information, in: *Zeitschrift für Wirtschafts und Sozialwissenschaften*, 112, 219-238.
- Pohlmeier, W. und V. Ulrich** (1995), An Econometric Model for the Two-Part Decision Process in the Demand for Health, in: *Journal of Human Resources*, 30, 339-361.
- Pohlmeier, W. und V. Ulrich** (1996), Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen im Lebenszyklus, in: Oberender, P. (Hg.), *Alter und Gesundheit*, Gesundheitsoekonomische Beiträge ; 26, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, 49-81.

- Rochaix, L.** (1997), Asymétries d'information et incertitude en santé: Les apports de la théorie des contrats, in: *Économie et Prévision*, 129-130, 11-24.
- Ronning, G.** (1991), *Mikroökonomie*, Springer Verlag, Berlin et al..
- Schneider, U.** (1998), *Der Arzt als Agent des Patienten - Zur Übertragbarkeit der Principal-Agent-Theorie auf die Arzt-Patient-Beziehung*, Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere 2/98, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald.
- Schneider, U.** (1999), *Ärztliche Leistung und Compliance des Patienten - der Fall des Double Moral Hazard*, Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere 7/99, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald.
- Selden, T. M.** (1990), A Model of Capitation, in: *Journal of Health Economics*, 9, 397-409.
- Tutz, G.** (2000), *Die Analyse kategorialer Daten: anwendungsorientierte Einführung in Logit-Modellierung und kategoriale Regression*, Oldenbourg, München et al.
- Veall, M. R. und K. F. Zimmermann** (1992), Pseudo-R<sup>2</sup>'s in the Ordinal Probit Model, in: *Journal of Mathematical Sociology*, 16, 333-342.
- Veall, M. R. und K. F. Zimmermann** (1996), Pseudo-R<sup>2</sup> Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models, in: *Journal of Economic Surveys*, 10, 241-259.
- Wille, E.** (1980), Soziale Indikatoren als Ansatzpunkte wirtschaftspolitischer Zielbildung und Kontrolle - Verbesserung oder Verschleierung politischer Entscheidungsgrundlagen, in: *ORDO, Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft*, 31, 127-151.
- Wille, E. und V. Ulrich** (1991), Bestimmungsfaktoren der Ausgabenentwicklung in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV), in: Hansmeyer, K. (Hg.), *Finanzierungsprobleme der sozialen Sicherung II*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, N. F., Bd. 194 II, Duncker und Humblot, Berlin, 9-104.
- Zweifel, P., Felder, S. und M. Meier** (1996), Demographische Alterung und Gesundheitskosten: Eine Fehlinterpretation, in: Oberender, P. (Hg.), *Alter und Gesundheit*, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, 29-46.

**Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald,  
Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät  
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere**

**Bisher erschienen:**

- 1/97 Ole Janssen/Carsten Lange: „Subventionierung elektronischer Geldbörsen durch staatliche Geldschöpfungsgewinne“
- 2/97 Bernd Frick: „Kollektivgutproblematik und externe Effekte im professionellen Team-Sport: 'Spannungsgrad' und Zuschauerentwicklung im bezahlten Fußball“
- 3/97 Frauke Wilhelm: „Produktionsfunktionen im professionellen Mannschaftssport: Das Beispiel Basketball-Bundesliga“
- 4/97 Alexander Dilger: „Ertragswirkungen von Betriebsräten: Eine Untersuchung mit Hilfe des NIFA-Panels“
- 1/98 Volker Ulrich: „Das Gesundheitswesen an der Schwelle zum Jahr 2000“
- 2/98 Udo Schneider: „Der Arzt als Agent des Patienten: Zur Übertragbarkeit der Principal-Agent-Theorie auf die Arzt-Patient-Beziehung“
- 3/98 Volker Ulrich/Manfred Erbsland: „Short-run Dynamics and Long-run Effects of Demographic Change on Public Debt and the Budget“
- 4/98 Alexander Dilger: „Eine ökonomische Argumentation gegen Studiengebühren“
- 5/98 Lucas Bretschger: „Nachhaltige Entwicklung der Weltwirtschaft: Ein Nord-Süd-Ansatz“
- 6/98 Bernd Frick: „Personal-Controlling und Unternehmenserfolg: Theoretische Überlegungen und empirische Befunde aus dem professionellen Team-Sport“
- 7/98 Xenia Matschke: „On the Import Quotas on a Quantity-Fixing Cartel in a Two Country-Setting“
- 8/98 Tobias Rehbock: „Die Auswirkung der Kreditrationierung auf die Finanzierungsstruktur der Unternehmen“
- 9/98 Ole Janssen/Armin Rohde: „Einfluß elektronischer Geldbörsen auf den Zusammenhang zwischen Umlaufgeschwindigkeit des Geldes, Geldmenge und Preisniveau“
- 10/98 Stefan Degenhardt: „The Social Costs of Climate Change: A Critical Examination“
- 11/98 Ulrich Hampicke: „Remunerating Conservation: The Faustmann-Hartmann Approach and its Limits“
- 12/98 Lucas Bretschger: „Dynamik der realwirtschaftlichen Integration am Beispiel der EU-Osterweiterung“
- 13/98 Heiko Burchert: „Ökonomische Evaluation von Telematik-Anwendungen im Gesundheitswesen und Schlußfolgerungen für ihre Implementierung“
- 14/98 Alexander Dilger: „The Absent-Minded Prisoner“
- 15/98 Rainer Leisten: „Sequencing CONWIP flow-shops: Analysis and heuristics“
- 1/99 Friedrich Breyer/Volker Ulrich: „Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt: eine ökonomische Analyse“
- 2/99 Alexander Dilger/Bernd Frick/Gerhard Speckbacher: „Mitbestimmung als zentrale Frage der Corporate Governance“
- 3/99 Paul Marschall: „Lebensstilwandel in Ostdeutschland: Ansatzpunkte für gesundheitsökonomische Analysen“



- 4/99 Lucas Bretschger: „One the predictability of knowledge formation: the tortuous link between regional specialisation and development“
- 5/99 Alexander Dilger: „Betriebsratstypen und Personalfuktuation: Eine empirische Untersuchung mit Daten des NIFA-Panels“
- 6/99 Claudia Werker: „Market Chances of Innovative Firms from Transition Countries in Interregional Markets“
- 7/99 Udo Schneider: „Ärztliche Leistung und Compliance des Patienten - der Fall des Double Moral Hazard“
- 1/00 Florian Buchner/Jürgen Wasem: „Versteilerung der alters- und geschlechts-spezifischen Ausgabenprofile von Krankenversicherern“
- 2/00 Lucas Bretschger: „Konvergenz der europäischen Regionen“
- 3/00 Armin Rohde/Ole Janssen: „EU-Osterweiterung: Ist ein schneller Beitritt zur Europäischen Währungsunion für Estland sinnvoll?“
- 4/00 Lembo Tanning: „Schätzkriterien des Außenhandels zwischen der Europäischen Union und mittel- und osteuropäischen Ländern“
- 5/00 Frank Hettich/Carsten Schmidt: „Deutschland, ein Steuermärchen?“
- 6/00 Cornelia Kerim-Sade/Alexander Crispin/Jürgen Wasem: „An External control of Validity of the German EuroQol-5D Questionnaire“
- 7/00 Lucas Bretschger/Frank Hettich: „Globalisation, Capital Mobility and Tax Competition: Theory and Evidence for OECD Countries“
- 8/00 Frank Hettich: „The Implications of International Cooperations for Economic Growth, Environmental Quality and Welfare“
- 9/00 Alexander Dilger: „The Market is Fairer than Bebhuk’s Scheme“
- 10/00 Claudia Werker: „Market Performance and Competition: A Product Life Cycle Model“
- 11/00 Joachim Schwerin: „The Dynamics of Sectoral Change: Innovation and Growth in Clyde Shipbuilding, c. 1850-1900“
- 12/00 Lucas Bretschger/Sjak Smulders: „Explaining Environmental Kuznets Curves: How Pollution Induces Policy and New Technologies“
- 13/00 Franz Hessel: „Wertigkeit der Augeninnendruckmessung mittels Non-contract Tonometrie durch Augenoptiker in Deutschland. Eine Kosten-Wirksamkeits-Analyse“
- 14/00 Lucas Bretschger: „Internationaler Handel im Ostseeraum - sozioökonomische Hintergründe“
- 15/00 Hans Pechtl: „Die Kongruenzhypothese in der Geschäftsstättenwahl“
- 01/01 Joachim Prinz: „Why Do Wages Slope Upwards? Testing Three Labor Market Theories“
- 02/01 Armin Rohde/Ole Janssen: „Osteuropäische Currency Board-Länder und die optimale Integrationsstrategie in die Europäische Währungsunion am Beispiel Estlands“
- 03/01 Lucas Bretschger: „Wachstumstheoretische Perspektiven der Wirtschaftsintegration: Neuere Ansätze“
- 04/01 Stefan Greß, Kieke Okma, Franz Hessel: „Managed Competition in Health Care in The Netherlands and Germany – Theoretical Foundation, Empirical Findings and Policy Conclusions“
- 05/01 Lucas Bretschger: „Taking Two Steps to Climb onto the Stage: Capital Taxes as Link between Trade and Growth“