

Determinanten des Gesundheitszustands

Ein empirischer Ansatz zur Outputmessung im Gesundheitswesen bei partieller Information

Von Winfried Pohlmeier und Volker Ulrich*

In diesem Beitrag stellen wir ein MIMIC-Modell der Gesundheitszustandsmessung für die Bundesrepublik Deutschland vor. Die spezielle Formulierung des Modells erlaubt die Berechnung eines Gesundheitsindex ohne Berücksichtigung schwer zugänglicher Variablen wie Umwelt- oder Arbeitsplatzqualität und die Überprüfung der Erklärungsgüte des Modells bei begrenzter Information auf der Basis weniger Proxy-Variablen.

1. Einführung

Die Bewertung von Erfolg und Mißerfolg zahlreicher Reformvorschläge im Gesundheitswesen „krankt“ bis heute daran, daß kein konsistentes und allgemein akzeptiertes Konzept zur Outputmessung existiert. Als ein fruchtbarer Ansatz zur Bewertung des Gesundheitszustandes sowie zur Schätzung des Zusammenhangs zwischen der Gesundheit, den Umweltfaktoren und der Nachfrage nach medizinischen Leistungen haben sich latente Strukturmodelle erwiesen, die von der Annahme ausgehen, daß es sich bei der Gesundheit um eine mehrdimensionale, unbeobachtbare Variable handelt. In diesen Ansätzen läßt sich die Gesundheit oder – bei Vorliegen einer Erkrankung – die Beeinträchtigung des Gesundheitszustandes nicht direkt beobachten bzw. messen, dafür jedoch hinreichend anhand von Ursachen und Indikatoren umschreiben (vgl. z.B. *Robinson/Ferrara* 1977; *Zweifel* 1981; *Wolfe/van der Gaag* 1981; *Leu* 1984 sowie *Neipp* 1987). Ein zentraler methodischer Vorteil solcher Ansätze besteht darin, daß sich die Gewichtung der die Gesundheit beschreibenden Indikatoren und Ursachen durch das statistische Modell bzw. die Daten ergibt, d.h. nicht exogen

* Hilfreiche Kommentare und Anregungen stammen von *Erbsland, M.*; *Laisney, F.*; *Ried, W.*; *Ronning, G.* und *Wille, E.*, denen wir an dieser Stelle herzlich danken möchten. Dieser Aufsatz entstand, während sich der erste Autor als John F. Kennedy-Fellow an der Harvard-Universität aufhielt. Eine frühere Version präsentierten wir auf dem Second World Congress on Health Economics in Zürich.

anhand von ad hoc Kriterien vorgegeben wird. Ein solcher Modellansatz gestattet darüber hinaus eine Bewertung mit Hilfe von statistischen Prüfgrößen.

Als Spezialfall zur Modellbildung mit latenten bzw. unbeobachtbaren Variablen finden insbesondere die sogenannten MIMIC-Modelle („multiple-indicators-multiple-causes“) Anwendung, bei denen die unbeobachtbare Variable als „intervenierende Variable“ (*Hujer/Knepel* 1982, 179) zwischen den beobachtbaren Ursachen und Indikatoren steht. Üblicherweise geht man bei empirischen Anwendungen davon aus, daß sich die latente Variable Gesundheit G^* im MIMIC-Modell als Funktion $G^*(X)$ darstellen läßt (siehe Gleichung (3) in Abschnitt 2), wobei X den Vektor der Ursachen darstellt, den die sogenannten „prädisponierenden Variablen“ (in Anlehnung an *Wille* 1989, 18) bilden. Darunter subsumiert man einmal persönliche Charakteristika, wie etwa Geschlecht, Alter, Familienstand, Krankheitsgeschichte, Ernährung oder auch die Symptomaufmerksamkeit des Individuums und zum anderen sozio-ökonomische Variablen, die beispielsweise die Nationalität, die Ausbildung, die Arbeitsbedingungen, das Einkommen und Vermögen oder die Umweltqualität umfassen. Liegen nur für einen Teil dieser Variablen Informationen vor, so kann $G^*(X)$ in der obigen Form nicht gebildet werden. Im allgemeinen dürfte man in den meisten Individualdatensätzen über Informationen verfügen, die das Alter, das Geschlecht, die Familiengröße oder die Ausbildung betreffen, dagegen fehlen sehr häufig Variablen, die über die Ernährungs- und Trinkgewohnheiten, die Symptomaufmerksamkeit oder über die Umwelt- und Wohnqualität Auskunft geben. Ein ähnliches Problem tritt in Paneldatensätzen auf, in denen teilweise Variablen nur für einige Zeitpunkte erhoben werden. Im Falle des Sozio-ökonomischen Panels für die Bundesrepublik Deutschland gilt dies zum Beispiel für Variablen der individuellen Arbeitsplatzqualität (Stress, Belastungen, Umwelteinflüsse, etc.), denen als prädisponierende Variablen bei der Bestimmung des individuellen Gesundheitsstatus eine gewisse Bedeutung zukommt.

In dieser Arbeit wird ein auf partieller Information basierender Ansatz zur Schätzung eines MIMIC-Modells der Gesundheitszustandsmessung für die Bundesrepublik Deutschland vorgestellt. Die empirischen Ergebnisse basieren auf einem Querschnitt von 3190 Beobachtungen des sozialökonomischen Panels im Jahre 1984. Das Modell erlaubt uns mit Hilfe des von *van Vliet/van Praag* 1987 vorgeschlagenen Verfahrens den Erklärungsgehalt schwer zu beobachtender Variablen im Hinblick auf die latente Variable Gesundheit zu ermitteln, wenn die Information bezüglich dieser schwer zu beobachtenden Variablen unberücksichtigt bleibt.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 wird die Grundstruktur des MIMIC-Modells dargestellt und die theoretisch zu erwartenden Vorzei-

chen diskutiert. Anhand der verwendeten speziellen Modellstruktur erläutern wir das Verfahren von van Vliet/van Praag zur Messung des Gesundheitsstatus bei partieller Information. Im dritten Abschnitt werden Datensatz und Variablenkonstruktion behandelt. Die wichtigsten empirischen Ergebnisse sowie die Ergebnisse einiger Spezifikationstests enthält Abschnitt 4. Zur Schätzung des Modells verwenden wir die Maximum-Likelihood-Methode, wobei wir die Standardfehler der Modellparameter heteroskedastie-konsistent berechnen. Die Arbeit schließt mit einigen zusammenfassenden Anmerkungen, den üblichen „caveats“ und einem Ausblick auf weiterführende Forschungsansätze.

2. MIMIC-Modell und partielle Information

2.1. Überblick über das Modell

Formal läßt sich das MIMIC-Modell durch folgendes simultanes Gleichungssystem darstellen:

$$(1) \quad GN_i = \lambda_{1i} G^* + \gamma_{1i}' X_1 + \gamma_{2i}' X_2 + \varepsilon_{1i} \quad i = 1, \dots, I,$$

$$(2) \quad GI_j = \lambda_{2j} G^* + \alpha_{2j}' X_2 + \varepsilon_{2j} \quad j = 1, \dots, J,$$

$$(3) \quad G^* = \beta_2' X_2 + \beta_3' X_3 + \varepsilon_3,$$

wobei

GN_i ... Nachfrage nach der medizinischen Leistung i

GI_j ... Gesundheitsindikator j

G^* ... latente Variable Gesundheit

X_1 ... Vektor von Zugangsvariablen der Nachfrage nach medizinischen Leistungen

X_2, X_3 ... Vektoren von prädisponierenden Variablen.

$\lambda_{1i}, \lambda_{2j}, \gamma_{1i}, \gamma_{2i}, \alpha_{2j}, \beta_2$ und β_3 bilden Vektoren (z.T. eindimensionale: $\lambda_{1i}, \lambda_{2j}$) von unbekanntem, zu schätzenden Parametern und $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ und ε_3 Vektoren von Störtermen (ε_3 ebenfalls eindimensional) (vgl. auch die schematische Darstellung in Abbildung 1).

GN und GI , als Indikatoren der latenten Variable Gesundheit G^* , umfassen Variablen der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen (Arzt- und Facharztbesuche, Krankenhaustage) sowie die individuell beobachtbaren Dimensionen des Gesundheitszustandes (Gesundheitsstatus, Gesundheitszufriedenheit, Dauer der Arbeitsunfähigkeit). Der Unterschied zwischen den exogenen Variablen X_1, X_2 und X_3 ergibt sich aus der Modellstruktur. X_1 enthält solche Variablen, welche die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beeinflussen, nicht aber die latente Variable Gesundheit. In diese Kategorie fallen etwa monetäre und nichtmonetäre Preise der Inanspruchnahme, die Verfügbarkeit medizinischer Leistungen oder der Umfang und die

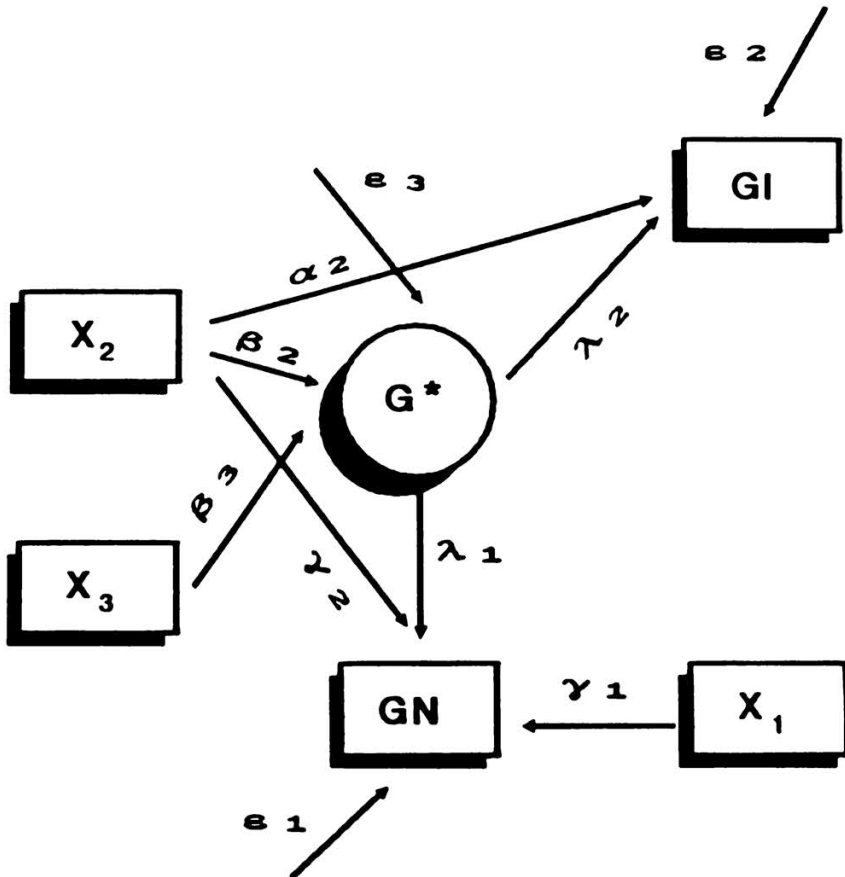


Abbildung 1: Ein MIMIC-Modell der Gesundheitszustandsmessung

Struktur des Versicherungsschutzes. Die Variablen, die der Vektor X_2 enthält (bspw. Alter, Geschlecht, Einkommen, Familienstand), üben dagegen neben den direkten Effekten auf die Gesundheitsindikatoren GN und GI sowie auf G^* zusätzlich indirekte Effekte aus, die über die latente Variable Gesundheit auf die Gesundheitsindikatoren erfolgen. Dagegen kommt der Gruppe von X_3 -Variablen lediglich ein direkter Effekt auf G^* zu, während GN und GI nur indirekt beeinflusst werden. Zu dieser Gruppe zählen etwa Lebensstil-Variablen, die Wohnungsbedingungen oder die Umweltqualität (vgl. zu diesen Klassifikationen *Leu* 1984, 100).

Der Vorteil dieser Modellspezifikation gegenüber den üblicherweise verwendeten simultanen Gleichungssystemen lässt sich anhand der Gleichungen für die Nachfrage nach medizinischen Leistungen verdeutlichen. Im

MIMIC-Modell üben die X_1 - und X_2 -Variablen einen direkten Effekt (γ_1, γ_2) auf die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen aus, die X_2 -Variablen zusätzlich und die X_3 -Variablen dagegen ausschließlich einen indirekten Effekt ($\beta_2\lambda_1, \beta_3\lambda_1$). Das Vorzeichen des direkten und indirekten Effekts kann dabei durchaus verschieden sein. *W. van de Ven/J. van der Gaag* 1982 ermittelten einen positiven direkten Effekt ($\gamma_2 > 0$) und einen negativen indirekten Effekt ($\beta_2\lambda_1 < 0$) der X_2 -Variable Einkommen auf die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen. Ein höheres Einkommen ermöglicht demnach eine höhere Inanspruchnahme (direkter Effekt), auf der anderen Seite geht damit aber auch ein verbesserter Gesundheitszustand einher, der die Nachfrage reduziert (indirekter Effekt). Die klassischen simultanen Gleichungssysteme tragen einer solchen Differenzierung nach direkten und indirekten Effekten zwischen den Determinanten der Gesundheit, der Gesundheit selbst und der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen nur unzureichend Rechnung, so daß die Gefahr besteht, daß ein negativer Nettoeffekt des Einkommens auf die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen ökonomisch nicht plausibel zu interpretieren ist¹.

Allerdings besitzt diese Darstellungsweise auch einen Preis, der dafür zu zahlen ist, „daß man so tut, als ob man mehr wüßte, als man effektiv weiß“ (*Leu et al.* 1986, 168), denn G^* ist ja nicht beobachtbar: Die Parameter sind im Vergleich zum klassischen simultanen Gleichungssystem unter zusätzlichen Restriktionen zu schätzen (vgl. *de Ven/Hooijmans* 1982, 12).

Die Spezifikation solcher Ansätze als ein Instrument zur Überprüfung von Hypothesen setzt voraus, daß die Hypothesenbildung auf der Basis sachlicher Überlegungen erfolgt, d.h. am besten auf einem theoretischen Modell aufbauend². Das den Gleichungen (1) bis (3) entsprechende theoretische Verhaltensmodell korrespondiert mit dem Bestandsgrößenmodell zur Erklärung der Nachfrage nach Gesundheit von *Grossman* 1972 und der darauf aufbauenden Literatur, insbesondere der Verallgemeinerung von *Muuri-nen* 1982. Diese Modelle ermöglichen die Ableitung der Vorzeichen der meisten relevanten Variablen, worüber Übersicht 1 informiert.

¹ Für eine formale Darstellung des Unterschieds zwischen MIMIC-Modell und klassischem simultanen Gleichungssystem vgl. *Leu et al.* 1986, S. 167 f.

² Spezifiziert man das MIMIC-Modell dagegen als Partialmodell aufgrund von unzureichenden theoretischen Kenntnissen, dann steht zunächst die Hypothesenfindung im Sinne des „soft-modelling“ im Vordergrund. Vgl. hierzu *Hujer/Knepel* 1982, S. 177.

Übersicht 1

Erwartete Vorzeichen aus den theoretischen Modellen

erkl. Variable \ abh. Variable	Gesundheit	Inanspruchnahme
Gesundheit		-
Erwerbseinkommen	+	+/-
Vermögenseinkommen	+ / 0	+ / 0
Alter	-	+
Ausbildung	+	-
Familiengröße	+	-
Geschlecht	1)	1)
Zeitpreis		-
Geldpreis		-
Versicherung		+
Ärztendichte		+
Bettendichte		+
ungesunde Lebensweise	-	+
Umweltbelastungen	-	+
persönliche Belastungen	-	+

¹ Keine Hypothese

Quelle: *Leu; Doppmann 1986, S. 28.*

2.2. Zur Messung der Gesundheit bei partieller Information

Während bisher davon ausgegangen wurde, daß für alle Variablen – mit Ausnahme der latenten Variable G^* – Beobachtungen vorliegen, betrachten wir nun die Möglichkeit, daß Informationen über einige Variablen schwerer zu erlangen sind als über andere. So sind etwa die X_2 -Variablen Alter, Geschlecht, Familienstand oder Einkommen in den meisten Datensätzen auf individueller Basis verfügbar, wogegen die Einflußfaktoren der Inanspruchnahme X_1 (Arztichte, Bettendichte, Verfügbarkeit) schon schwieriger zu messen sind und Informationen über die X_3 -Variablen (Arbeitsplatz- und Umweltqualität, Lebensstil-Variablen, Wohnungssituation) häufig fehlen. Die hier interessierende Frage ist daher, wie wir G^* messen können, wenn nur partielle Informationen vorliegen, und wie gut diese Messung im Vergleich zum vollständigen Modell gelingt (vgl. *van Vliet/van Praag 1987, 32 ff.*).

Gemäß Gleichung (2) gilt für ein bestimmtes j ($\lambda_{2j} \neq 0$):

$$(4) \quad G^* = \frac{1}{\lambda_{2j}} [GI_j - \alpha_{2j}' X_2 - \varepsilon_{2j}].$$

Unter Vernachlässigung des Störterms ε_{2j} erhalten wir für jedes j eine entsprechende Proxy-Variable g_j^* :

$$(5) \quad g_j^* = \frac{1}{\lambda_{2j}} [GI_j - \alpha_{2j}' X_2].$$

Dabei stellt g_j^* einen unverzerrten Schätzer für G^* mit der Fehlervarianz $\sigma^2(\varepsilon_{2j})/\lambda_{2j}^2$ dar³. Sobald die Schätzungen der Parameterwerte α_{2j} und λ_{2j} vorliegen, kann g_j^* berechnet werden, denn annahmegemäß lassen sich die X_2 -Variablen vergleichsweise einfach messen.

Will man g_j^* interpretieren, so handelt es sich um eine Schätzung für die latente Variable G^* , die sich als Funktion des entsprechenden Gesundheitsindikators GI_j darstellt, korrigiert um den direkten Einfluß von X_2 auf GI_j .

Diese Technik läßt sich analog anwenden auf Gleichung (1)⁴. Hier läßt sich die Proxy-Variable g_i^* auffassen als Funktion der entsprechenden Nachfrage nach einer medizinischen Leistung GN_i , korrigiert um die direkten Einflüsse von X_1 und X_2 auf GN_i . Es ist daher naheliegend, einen gewichteten Mittelwert \hat{G}^* aus diesen Proxy-Variablen zu bilden:

$$(6) \quad \hat{G}^* = \sum_{k \in K} w_k g_k^*,$$

wobei die Indexmenge K sich aus jenen Indexwerten i und j zusammensetzt, für die Informationen zur Verfügung stehen und deren Gewichte w_k sich zu Eins addieren. Die optimalen Gewichte bestimmen sich aus der Minimierung der Varianz von

$$(7) \quad \begin{aligned} \hat{G}^* - G^* &= \sum_{k \in K} w_k (g_k^* - G^*) \\ &= \sum_{k \in K} w_k \frac{\varepsilon_k}{\lambda_k}, \end{aligned}$$

wobei ε_k und λ_k den Residualvariablen bzw. λ -Koeffizienten aus den Gleichungen (1) und (2) entsprechen, die zur Bildung von (6) herangezogen werden.

Die Minimierung von

$$(8) \quad \text{var}(\hat{G}^* - G^*) = \sum_{k \in K} w_k^2 \frac{\sigma^2(\varepsilon_k)}{\lambda_k^2}$$

³ Ersetzt man λ_{2j} durch seinen Schätzer $\hat{\lambda}_{2j}$ bleibt dieses Ergebnis asymptotisch richtig. Dabei ist unterstellt, daß die ε 's unkorreliert sind. Eine Verallgemeinerung leisten *van Vliet/van Praag* 1987, S. 37 ff.

⁴ Natürlich kann man Proxy-Variablen für G^* auch als Funktionen der Gesundheitsursachen gemäß Gleichung (3) darstellen. Dazu benötigt man allerdings Informationen über die X_3 -Variablen, die annahmegemäß schwieriger zu erhalten sind.

bezüglich w_k unter der Bedingung $\sum w_k = 1$ liefert für die optimalen Gewichte:

$$(9) \quad w_k^m = \frac{\lambda_k^2 / \sigma^2(\varepsilon_k)}{\sum_{i \in K} \lambda_i^2 / \sigma^2(\varepsilon_i)} \quad \forall k \in K.$$

3. Das Sozio-ökonomische Panel als Datenbasis

Die zur Schätzung verwendete Datenbasis entstammt der zweiten Welle des Sozio-ökonomischen Panels für die Bundesrepublik Deutschland aus dem Jahre 1984. Neben den in jeder Welle wiederkehrenden Standardfragen enthält die zweite Welle zusätzliche, gesundheitsrelevante Variablen über die Qualität des individuellen Arbeitsplatzes. Da diese Variablen nur für Arbeitsplatzbesitzer modellkonsistent verwendet werden können, wurde die Stichprobe auf die abhängig Erwerbstätigen beschränkt. Des Weiteren wurden nur männliche Erwerbstätige in die Stichprobe aufgenommen, um somit das Problem der Modellierung eines endogenen Arbeitsangebots und Einkommens zu vermeiden. Insgesamt gingen 3190 Beobachtungen in die Schätzung ein.

Das Sozio-ökonomische Panel enthält weder Informationen über Angebotsvariablen des Gesundheitswesens noch Angaben über das individuelle, die Gesundheit beeinflussende, Konsumverhalten. Aus diesem Grund wurden mit Hilfe der Information über den individuellen Wohnsitz nach Bundesland die drei Variablen Bettendichte, Arztdichte und Tabakwarenkonsum auf der Ebene der Bundesländer aus der amtlichen Statistik zugespielt (vgl. Statistisches Bundesamt 1986a und b, Bundesminister für Jugend, Familie und Gesundheit 1985). Da die meisten Variablen nicht-negativ und schiefverteilt sind, unterzogen wir sie einer log-Transformation, wobei Variablen, bei denen ein Wert von Null zulässig war, vorher mit Eins addiert wurden. Tabelle 1 informiert über einige deskriptive Statistiken der in die Analyse eingehenden Variablen.

4. Empirische Befunde

4.1. Schätzergebnisse des MIMIC-Modells

Das durch die Gleichungen (1) bis (3) vorgegebene System wird mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren geschätzt. Bezüglich der Fehlerterme wird dabei angenommen, daß sie aus unabhängigen Normalverteilungen mit Erwartungswert Null stammen. Sämtliche Berechnungen wurden auf einem IBM-kompatiblen Personalcomputer mit Hilfe des GAUSS-Moduls LINCOS (Linear Covariance Structures) geschätzt (vgl. *Schoenberg/Armingier* 1989). Die Dimension von G^* wurde festgelegt, indem alle Variablen zentriert ein-

Tabelle 1
Deskriptive Statistiken der Variablen (N = 3190)¹

Variable	Bezeichnung	Mittelwert	Standardabweichung
G*	latente Variable Gesundheit		
<i>Gesundheitszustandsindikatoren (GI)</i>			
BP 69	Gesundheitszustand 1 - 3	0,223	0,427
BP 101	Gesundheitszufriedenheit 1 - 11	2,060	2,093
BP 7302	Dauer der Arbeitsunfähigkeit in Tagen	1,202	1,888
<i>Nachfrage nach Gesundheitsleistungen (GN)</i>			
BP 7102	# prakt. Arztbesuche 1984	0,473	0,839
FABES	# Facharztbesuche 1984	0,320	0,722
BP 7203	Krankenhaustage 1984	0,219	0,812
<i>X1-Variablen</i>			
BETTEN	Bettendichte (Betten je 10 000 Einwohner)	4,711	4,712
AZD	Arztdichte (Berufstätige Ärzte je 10 000 Einwohner)	3,241	3,244
BGGK	Gemeindegrößenklasse 1 - 7	1,379	1,464
<i>X2-Variablen</i>			
ALT	Alter in Jahren	3,667	3,678
SCHOOL	Schuljahre	0,742	1,103
BH 39	Haushalts-Nettoeinkommen monatlich	8,019	8,030
<i>X3-Variablen</i>			
TABAKHR	heutige Raucher in %	3,699	3,701
BP 3902	körperlich schwerer Job 1 - 3	0,713	0,829
BP 3913	Stress 1 - 3	0,597	0,722

¹ Nur erwerbstätige Männer; 2. Welle des Sozio-ökonomischen Panels, ergänzt anhand von Zuspelungen auf Länderebene aus der amtlichen Statistik (BETTEN, AZD, TABAKHR); log-Transformation; die Variablenbezeichnungen BP 69, BP 101, BP 7302, BP 7102, BP 7203, BGGK, BH 39, BP 3902 und BP 3913 entsprechen den Originalbezeichnungen aus dem Benutzerhandbuch des Sozio-ökonomischen Panels, aus dem auch die exakte Fragestellung bezüglich dieser Variablen entnommen werden kann (vgl. Sonderforschungsbereich 3 und Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 1989).

gingen und der Parameter $\lambda_{22} = 1$ gesetzt wurde. Dies impliziert, daß eine 10%-ige Verbesserung des Gesundheitszustandes zu einer 10%-igen Zunahme der geäußerten subjektiven Gesundheitszufriedenheit führt. Um das Modell zu identifizieren, wurden zusätzlich einigen Parametern Null-Restriktionen auferlegt⁵.

⁵ Um welche Parameter es sich dabei handelt, kann Tabelle 2 entnommen werden. Ein formaler Beweis für die Identifikation kann von den Autoren zur Verfügung gestellt werden.

Zur Beurteilung der Gesamtstruktur stehen verschiedene Gütekriterien zur Verfügung (vgl. *Schoenberg/Armingier* 1989, 17 ff.). Das gebräuchlichste Maß stellt der Chi-Quadrat-Wert dar, der die Validität des Modells mit Hilfe eines Likelihood-Ratio-Tests überprüft. Der Chi-Quadrat-Wert reagiert äußerst sensitiv auf den Stichprobenumfang und auf Abweichungen von der Normalverteilungsannahme. So steigen etwa die Chancen das Modell nicht zu verwerfen mit kleiner werdendem Stichprobenumfang. Obwohl die Maximum-Likelihood-Schätzung im allgemeinen zu inkonsistenten Parameterschätzungen führt, wenn die Parameter unter der nichtzutreffenden Normalverteilungsannahme geschätzt werden, findet in praxi das Maximum-Likelihood-Verfahren auch in diesen Fällen häufig Anwendung. Die theoretische Rechtfertigung für dieses Vorgehen besteht darin, daß das Kullback-Leibler Informationskriterium minimiert wird, wenn man die Parameter eines fehlspezifizierten Modells unter der Normalverteilungsannahme mit der Maximum-Likelihood-Methode schätzt (vgl. zu dieser Verallgemeinerung *Gouriéroux/Monfort/Trognon* 1984, 681 ff.). Die Maximum-Likelihood-Schätzung läßt sich aus dieser Sichtweise als Minimum-Ignoranz-Schätzung interpretieren.

Im Falle einer Fehlspezifikation sind im allgemeinen dagegen die Kovarianzmatrix der geschätzten Parameter und die daraus resultierenden statistischen Prüfgrößen nicht mehr interpretationsfähig. Ein Modell kann daher ausreichend spezifiziert sein, um konsistente Parameterschätzungen zu erhalten, während es andererseits nicht gut genug spezifiziert ist, um einen Test über die Güte der Anpassung zu gestatten. Um robuste Schätzungen der Standardfehler zu erhalten, gehen wir deshalb von der „heteroskedastie-konsistenten“-Kovarianzmatrix der Parameter (*Schoenberg/Armingier* 1989, 16) aus. Sie liefert robuste Standardfehler unter der Voraussetzung, daß die Parameterschätzungen konsistent sind. Zur Berechnung der *t*-Werte in Tabelle 2 haben wir diese robusten Standardfehler verwendet. Der Hausman-Test kann der Überprüfung dienen, ob das Modell ausreichend spezifiziert ist, um konsistente Parameterschätzungen zu erhalten (siehe unten).

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Schätzergebnisse, wobei die standardisierte Lösung zugrunde liegt. Im Vergleich zu den aus den theoretischen Modellen abgeleiteten Resultaten besitzen die meisten Parameter das erwartete Vorzeichen. So weist die latente Variable Gesundheit *G** eine negative Korrelation mit den Inanspruchnahmevariablen Arztbesuche (BP7102), Facharztbesuche (FABES) und Krankenhaustage (BP7203) sowie dem Gesundheitszustand (BP69) und der Dauer der Arbeitsunfähigkeit (BP7302) auf. Ein positiver Zusammenhang ergibt sich zu der subjektiven Gesundheitszufriedenheit (BP7101), die ja als Referenzindikator Verwendung fand.

Tabelle 2
Schätzergebnisse des MIMIC-Modells

abh. Var.	erkl. Var.	G*	Arztbesuche BP7102	Facharztbesuche FAFES	Krankenhaustage BP7203	Gesundheitszustand BP69	Gesundheitszufriedenheit BP7101	Dauer Arbeitsunfähigkeit BP7302
G*			-0,446 (3,5)	-0,163 (2,8)	-0,372 (2,8)	-0,7 (5,1)	0,611	-0,5 (2,9)
BETTEN				0,004 (0,3)	0,028 (2,4)			
AZD			-0,022 (1,0)		-0,045 (7,8)			
BGGK				0,083 (4,8)	0,013 (1,0)			
ALT		-0,238 (10,80)	0,018 (7,2)			0,057 (1,7)	-0,044 (0,9)	-0,123 (15,1)
SCHOOL		0,053 (1,03)	-0,06 (10,7)			-0,035 (1,2)	0,042 (0,5)	-0,057 (10,9)
EINKOMMEN (BH39)		-0,010 (0,28)	-0,08 (15,2)			-0,052 (2,3)	0,034 (0,6)	-0,055 (7,9)
TABAKHR		0,010 (0,66)						
SCHWERER JOB (BP3902)		0,100 (8,40)						
STRESS (BP3913)		0,124 (3,90)						
σ^2		0,9082	0,7784	0,8748	0,8609	0,4785	0,6023	0,7587
R^2		0,0918	0,2216	0,1252	0,1391	0,5251	0,4011	0,2412

N = 3190; $\chi^2 = 712$; FG = 48; t-Werte in Klammern, basierend auf robusten Standardfehlern; standardisierte Lösung. Die Fehlervarianzen der Gesundheitsindikatoren σ^2 erhält man aus der Schätzung für die Kovarianzmatrix der Messfehlervariablen, jene für die Inanspruchnahmevariablen und die latente Variable Gesundheit aus der Schätzung für die Kovarianzmatrix der jeweiligen Störterme. Das Bestimmtheitsmaß R^2 ergibt sich als Eins minus dem Quotienten aus Fehlervarianz und Variablenvarianz, wobei letztere im standardisierten Modell gleich Eins ist.

Das negative Vorzeichen beim Gesundheitszustand resultiert aus der Definition dieser Variablen. Ein Wert von Eins impliziert, daß sich die befragte Person bei der Erfüllung alltäglicher Aufgaben gar nicht behindert fühlt, wogegen eine erhebliche, starke Behinderung durch den Wert Drei signalisiert wird. Bei den Verfügbarkeitsvariablen Arztdichte (AZD), Bettendichte (BETTEN) und Gemeindegrößenklasse (BGGK) besitzt die Arztdichte ein negatives Vorzeichen bei der Nachfrage nach ärztlichen Leistungen, was im Gegensatz zur These der angebotsinduzierten Nachfrage steht, hier jedoch keine Signifikanz aufweist. Allerdings kamen auch andere empirische Arbeiten, die diesen Verfügbarkeitseffekt für die Gesetzliche Krankenversicherung (GKV) in der Bundesrepublik überprüften, nicht zu eindeutigen Ergebnissen (vgl. *Borchert* 1980, 79 ff.; *Adam* 1983, 62 ff. und *Breyer* 1984, 63, 84, 101). Der positive und signifikante Zusammenhang zwischen den Krankenhaustagen (BP7203) und der Bettendichte (BETTEN) stützt hier die These der angebotsinduzierten Nachfrage zumindest für den Bereich der stationären Behandlungen. Weiterhin besteht ein negativer Zusammenhang zwischen der Arztdichte (AZD) und den Krankenhaustagen, d. h. die Zahl der Krankenhaustage sinkt mit steigender Ärztezah. Ob damit letztlich eine Handlungsalternative des Arztes charakterisiert wird oder ob eine höhere Arztdichte über eine bessere Grundversorgung zu einer Reduktion der Krankenhaustage führt, bleibt ohne zusätzliche Informationen aber unbeantwortet. Zwischen der Gemeindegrößenklasse (BGGK) und den Facharztbesuchen (FABES) findet sich ein positiver direkter Effekt, der das überproportionale Angebot an Fachärzten in größeren Gemeinden bzw. Städten widerspiegelt. Das Zuspielen der Variablen Bettendichte und Arztdichte auf Länderebene erweist sich zumindest für die Analyse der Nachfrage nach medizinischen Leistungen als durchaus sinnvolles Verfahren, die individuelle medizinische Angebotssituation zu approximieren.

Von der Gruppe der X_2 -Variablen weisen die Variablen Alter (ALT), Schulausbildung (SCHOOL) und Einkommen (BH39) das erwartete Vorzeichen bei der latenten Variable Gesundheit und bei der Nachfrage nach Arztleistungen auf, wobei sich die direkten Zusammenhänge zwischen Schulausbildung und Gesundheit auf der einen Seite sowie Einkommen und Gesundheit (mit unerwartetem Vorzeichen) auf der anderen Seite als nicht signifikant erweisen. Wie Tabelle 2 ausweist, besteht zudem ein negativer Nettoeffekt des Einkommens auf die Inanspruchnahme ärztlicher Leistungen. Auf diese Möglichkeit wiesen wir bereits in Abschnitt 2.1 hin. Die Stärke des Zusammenhangs zwischen dieser Gruppe von X_2 -Variablen und dem Gesundheitszustand sowie der Gesundheitszufriedenheit erweist sich als vergleichsweise niedrig und ist zudem überwiegend nicht signifikant. Mit dem Gesundheitsindikator „Dauer der Arbeitsunfähigkeit“ korrelieren alle drei Variablen Alter, Schulausbildung und Einkommen negativ, wobei der negative Koeffizient zwischen Alter und Dauer der Arbeitsunfähigkeit

darauf hindeutet, daß hier eventuell eine arbeitsethische Beziehung zwischen der Bereitschaft trotz Krankheit am Arbeitsplatz zu erscheinen und dem Alter vorliegt. Eine kohortenspezifische Analyse könnte über diese These nähere Auskunft geben.

Der Einfluß des Tabakkonsums (in der hier verwendeten Definition „heutige Raucher in Prozent“) ist nicht signifikant und besitzt zudem ein unerwartetes Vorzeichen. Dieses Ergebnis sollte jedoch nicht überinterpretiert werden, zumal die Variable TABAKHR nur sehr unzureichend das individuelle Tabakkonsumverhalten widerspiegelt. Zunächst kontraintuitiv erscheinen in diesem Zusammenhang die positiven und statistisch abgesicherten Vorzeichen vor den Variablen der persönlichen Belastungen am Arbeitsplatz „körperlich schwerer Job“ und „Stress“, die einen hohen Beitrag zur Erklärung der latenten Variable Gesundheit liefern. Eine Begründung für diese positive Beziehung dürfte im Querschnittscharakter der Daten zu finden sein, durch den ein wahrscheinlicher Selbstselektionsprozeß der Individuen nicht hinreichend erfaßt wird. Die Selbstselektion impliziert, daß die Individuen Berufe mit bestimmten Arbeitsplatzbedingungen in Abhängigkeit von ihrer gesundheitlichen Konstitution ergreifen. Das positive Vorzeichen zwischen den Variablen „Stress“ bzw. „körperlich schwerer Job“ und der latenten Variable Gesundheit wäre dann als Indikator dafür aufzufassen, daß Individuen mit besserer Gesundheit mit einer höheren Wahrscheinlichkeit Berufe ergreifen, die stressbeladen und/oder körperlich anstrengend sind als dies bei Individuen mit einer vergleichsweise schlechten gesundheitlichen Verfassung der Fall sein dürfte. In der Literatur über Stressfaktoren und Belastungen am Arbeitsplatz wird der Zusammenhang zwischen unterschiedlichen Arbeitsbedingungen und der Gesundheit intensiv diskutiert (vgl. *Catalano/Dooley* 1983, 225 ff.; *Brinkmann* 1983, 263 ff.). Wollte man diesen Effekt in einer Panelanalyse kontrollieren, so müßte man auf die Veränderung der betreffenden Variablen abstellen. Die relevante Frage lautet dann, wie eine Veränderung der Stressfaktoren bzw. der physischen Anforderungen des Jobs die latente Variable Gesundheit beeinflußt.

Bei einem Chi-Quadrat-Wert vom 712 und 48 Freiheitsgraden erweist sich der Erklärungsgehalt des Modells als niedrig. Hohe Chi-Quadrat-Werte scheinen dieser Art von Modellen aber inhärent zu sein (vgl. *Zweifel* 1981, 260, *Leu/Doppmann* 1986, 29, *van de Ven/van der Gaag* 1982, 177; *van Vliet/van Praag* 1987, 35). In den beiden letzten Zeilen von Tabelle 2 finden sich noch die entsprechenden Fehlervarianzen und Bestimmtheitsmaße der besprochenen Gleichungen.

Abschließend bleibt zu untersuchen, ob das Modell hinreichend spezifiziert ist, um konsistente Parameterschätzungen zu ermöglichen, die eine Voraussetzung für die Berechnung der robusten Standardfehler darstellen. Der „Hausman-type Specification Test“ (*Schoenberg/Armingier* 1989, 18)

basiert auf zwei verschiedenen Modellschätzungen und der Kovarianzmatrix der daraus resultierenden Differenzen. Man testet den Maximum-Likelihood-Schätzer, der unter der Nullhypothese richtig spezifiziert und effizient ist, während er unter der Alternativhypothese inkonsistent ist, gegen einen gewichteten Maximum-Likelihood-Schätzer, der unter beiden Hypothesen konsistent aber ineffizient ist (vgl. *Arminger/Schoenberg* 1989). Die Gewichtung wird eingeführt, um die Macht des Tests zu erhöhen. Beobachtungen, bei denen die endogenen Variablen nur sehr ungenügend durch die exogenen Variablen beschrieben werden, erhalten ein stärkeres Gewicht als jene Beobachtungen, bei denen ein hoher Erklärungsgehalt der abhängigen Variablen vorliegt. Ein gut spezifiziertes Modell sollte insgesamt nur geringe Differenzen zwischen den verschiedenen Schätzungen ergeben, unabhängig von der Gewichtungsstruktur. Die Prüfgröße des Hausman-Tests, die vom Vektor der Differenzen der zwei Modellschätzungen D und der entsprechenden Kovarianzmatrix C gebildet wird ($HTST = D' C^{-1} D$), besitzt eine Chi-Quadrat-Verteilung, und ermöglicht einen Test auf Fehlspezifikation der Parameterschätzungen (vgl. Übersicht 2).

Die strukturellen Parameter entsprechen den in Tabelle 2 geschätzten Parametern⁶. Während der Hausman-Test bezüglich der strukturellen Parameter keinen Hinweis auf Fehlspezifikation liefert, gibt es starke Anzeichen für eine wesentliche Fehlspezifikation des Gesamtmodells. Eine Erklärung hierfür dürfte die sparsame Parametrisierung der Kovarianzstruktur der Fehlerterme sein.

Übersicht 2

Ergebnisse des Hausman-Tests

zu analysierender Modellteil	Prüfgröße ¹
Wert der Prüfgröße bei ausschließlicher Betrachtung der strukturellen Parameter	HTST = 0,08 FG = 28 Pr = 1,00
Wert der Prüfgröße für alle Parameter	HTST = 1236,94 FG = 51 Pr = 0,00

¹ HTST: Prüfgröße des Hausman-type Specification Tests; FG: Freiheitsgrade; Pr: Probability-level.

⁶ Tabelle 2 enthält insgesamt 30 Parameterwerte (ohne Fehlervarianzen). Beim Hausman-Test zählt jedoch der Referenzindikator für die latente Variable nicht zu den strukturellen Parametern und außerdem wurde die Hausman-Prüfgröße aus Gründen der Vereinfachung ohne eine zusätzliche Restriktion berechnet, der kein Einfluß auf die Ergebnisse zukam.

4.2. Messung der Gesundheit durch Proxy-Variablen

In Abschnitt 2.2 präsentierten wir einen Ansatz zur Messung der latenten Variable Gesundheit G^* bei partieller Information. G^* wurde dabei als Funktion eines Gesundheitsindikators bzw. mehrerer Indikatorvariablen GI_j und GN_i dargestellt. Verwendet man einen gewichteten Durchschnitt \hat{G}^* dieser Proxy-Variablen, so ermitteln sich die optimalen Gewichte nach Gleichung (9) aus der Minimierung der Varianz von $\hat{G}^* - G^*$ derart, daß jene Proxy-Variablen ein großes Gewicht erhalten, deren Varianz vergleichsweise niedrig und deren quadriertes Koeffizient relativ groß ist. Zieht man nur eine Proxy-Variable heran, erhält diese ein Gewicht von Eins. Bei zwei Proxies sind 15 Kombinationsmöglichkeiten zur Ermittlung der optimalen Gewichte zu überprüfen, d.h. um jenes Paar von Indikatorvariablen zu bestimmen, dem im Hinblick auf die latente Variable Gesundheit der größte Varianzerklärungsanteil zukommt. Bei insgesamt sechs Indikatorvariablen sind 63 Kombinationsmöglichkeiten zu überprüfen, um die varianzminimalen Gewichte bei einer variierenden Anzahl von Proxy-Variablen – die von nur einem Proxy bis zu insgesamt sechs Proxies reicht – zu berechnen.

Mit Hilfe dieses Ansatzes läßt sich nicht nur ermitteln, wie gut sich die Proxy-Variablen einzeln bzw. kombiniert zur Messung der latenten Variable eignen, sondern auch ob das hier vorgestellte MIMIC-Modell der Gleichungen (1) – (3) wesentlich mehr Informationen beinhaltet, als die Beschränkung auf die Messung von G^* anhand von wenigen Proxy-Variablen.

Tabelle 3 weist die verwendeten Proxy-Variablen zur Messung von G^* aus. Die Tabelle enthält zu jeder Anzahl von Proxies die optimale Gewichtungstruktur. Bei der Berücksichtigung von beispielsweise drei Proxy-Variablen besitzt der gewichtete Durchschnitt aus den Variablen Gesundheitszustand BP69* (Gewichtung 0,52), Gesundheitszufriedenheit BP7101* (0,32) und Dauer der Arbeitsunfähigkeit BP7302* (0,16) einen Varianzerklärungsanteil von 49 % an der latenten Variable Gesundheit. Jede andere Kombination von jeweils drei Proxy-Variablen besitzt eine größere Varianz der Differenz zwischen Durchschnitt \hat{G}^* und latenter Variable G^* [$\text{var}(\hat{G}^* - G^*)$] und damit einen geringeren Varianzerklärungsanteil. Neben der optimalen Gewichtung enthält Tabelle 3 noch diese Varianz der Differenz $\hat{G}^* - G^*$ gemäß Gleichung (8) und ein modifiziertes Bestimmtheitsmaß. Dieses Bestimmtheitsmaß spiegelt jenen Varianzerklärungsanteil der latenten Variable G^* wider, der mit Hilfe der verwendeten Proxy-Variablen erklärt wird.

Zieht man für die latente Variable lediglich eine Proxy-Variable heran, so findet man den größten Varianzerklärungsanteil beim Gesundheitszustand, der 2,1 % der Varianz von G^* erklärt. Die drei Dimensionen der Gesundheit "Gesundheitszustand, Gesundheitszufriedenheit und Dauer der Arbeitsun-

fähigkeit“ erklären zusammen, wie bereits erläutert, 49 % der Varianz von G^* . Ergänzt man diese drei Indikatoren um die Inanspruchnahmevariablen, so kann – bei nun sechs Proxy-Variablen – knapp 59 % der Varianz von G^* erklärt werden. Im Vergleich zu den Dimensionen der Gesundheit kommt den Inanspruchnahmevariablen bei der Messung der latenten Variable Gesundheit somit nur eine untergeordnete Bedeutung zu.

Tabelle 3
Messung von G^* anhand von Proxy-Variablen

Proxy-Variablen	Optimale Gewichtung bei folgender Anzahl von Proxies ¹					
	1	2	3	4	5	6
Arztbesuche BP7102*				0,115	0,107	0,106
Facharztbesuche FABES*						0,012
Krankenhaustage BP7203*					0,068	0,067
Gesundheitszustand BP69*	1	0,622	0,520	0,461	0,429	0,423
Gesundheitszufriedenheit BP7101*		0,378	0,320	0,279	0,260	0,257
Dauer der Arbeitsunfähigkeit BP7302*			0,160	0,135	0,136	0,135
$\text{var}(\hat{G}^* - G^*)$	0,979	0,609	0,510	0,438	0,424	0,414
$1 - \frac{\text{var}(\hat{G}^* - G^*)}{\text{var}(G^*)}$ ²	0,021	0,391	0,490	0,562	0,576	0,586

¹ Zur Vorgehensweise siehe Gl. (4) - (9) im Text und Tabelle 2.

² Die $\text{var}(G^*)$ beträgt im standardisierten Modell 1.

In Tabelle 3 besitzen die Proxy-Variablen einen Stern um anzudeuten, daß eine Korrektur um die direkten Effekte der exogenen Variablen stattfand. In Termini der Ausgangsvariablen läßt sich für \hat{G}_3^* , d.h. jenem Proxy der gemäß der dritten Spalte von Tabelle 3 gebildet wird, schreiben (vgl. auch Gleichung (6) und Tabelle 2):

$$\begin{aligned}
 (10) \quad \hat{G}_3^* &= 0,52 \text{ BP69}^* + 0,32 \text{ BP7101}^* + 0,16 \text{ BP7302}^* \\
 &= -\frac{0,52}{0,7} (\text{BP69} + 0,052 \text{ BH39}) + \frac{0,32}{0,611} (\text{BP7101}) \\
 &\quad - \frac{0,16}{0,5} (\text{BP7302} + 0,123 \text{ ALT} + 0,057 \text{ SCHOOL} + 0,055 \text{ BH39}).
 \end{aligned}$$

Eine Schätzung der latenten Variable G^* , die etwa 50% ihrer Varianz erklärt, erhält man somit durch Kombination der drei Dimensionen der Gesundheit, korrigiert um die Effekte der exogenen Variablen Alter, Schulbildung und Einkommen. In dieser Hinsicht fallen unsere Schätzergebnisse nicht so günstig aus wie die von *van Vliet/van Praag* auf der Basis niederländischer Mikrodaten, die mit Hilfe der Gesundheitsindikatoren über 70% der Varianz von G^* erklären konnten. Daraus schließen wir, daß zur Erklärung der latenten Variable Gesundheit die Information des gesamten Strukturgleichungsmodells herangezogen werden sollte. Ferner wirft dieses Ergebnis ein Licht auf die Relevanz der prädisponierenden X_3 -Variablen, die ausschließlich die Gesundheit direkt beeinflussen, ohne eine unmittelbare Wirkung auf die Nachfrage nach medizinischen Leistungen und auf die Dimensionen des Gesundheitsstatus zu besitzen. In unserem Modell betrifft dies die Variablen der Arbeitsplatzbedingungen (Stress und körperlich schwerer Job), die einen hohen Beitrag zur Erklärung der Varianz von G^* leisten. Ferner liefert dieses Ergebnis eine gewisse Rechtfertigung für unsere Beschränkung auf die zweite Welle des Sozio-ökonomischen Panels, da nur hier Informationen über die Arbeitsplatzqualität erhoben wurden.

Eine Übereinstimmung mit den Resultaten, die *R. van Vliet/B. van Praag* 1987, 40, für die Niederlande fanden, ergibt sich im Hinblick auf die Bedeutung, die den Indikatoren des individuellen Gesundheitsstatus im Vergleich zu den Variablen der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen für die latente Variable G^* zukommt: „We conclude from this that if it is one's objective to get an estimate of H^* (Gesundheit P./U.), the data on health care utilization combined with a structural model explaining utilization do not provide much relevant information.“

5. Schlußbetrachtung

Die vorliegende Arbeit stellt ein MIMIC-Modell zur Schätzung der latenten Variable Gesundheit für die Bundesrepublik Deutschland vor. Mit einigen Ausnahmen stehen die Vorzeichen der geschätzten Modellparameter im Einklang mit den Vorzeichen der Bestandsgrößenmodelle von *Grossman* 1972 und *Muurinen* 1982. So finden wir einen negativen Nettoeffekt des monatlichen Haushalts-Nettoeinkommens auf die Inanspruchnahme ärztlicher Leistungen. Die These der angebotsinduzierten Nachfrage kann für den stationären Bereich bestätigt werden. Die exogenen Variablen „körperlich schwerer Job“ und „Stress“ korrelieren mit der latenten Variable Gesundheit positiv, wofür neben der erwähnten statistisch-methodischen Begründung in der Literatur aber durchaus auch theoretische Erklärungsansätze existieren. Sofern Informationen über Arbeitsplatzbedingungen über mehrere Jahre vorhanden sind, könnte eine Panelstudie hinsichtlich des Selbstselektionsprozesses kontrollieren.

Ein zweites zentrales Anliegen besteht in der Messung von Gesundheit bei partieller bzw. unvollkommener Information. Üblicherweise geht man bei MIMIC-Modellen davon aus, daß für alle Variablen – mit Ausnahme der latenten Variable(n) – Beobachtungen vorliegen. Diese Arbeit berücksichtigt dagegen, daß Informationen über einige Variablen schwerer zu erlangen sind als über andere. Dies trifft bei den meisten Datensätzen auf Variablen zu, die über den Lebensstil informieren, über die Qualität der Umwelt und des Arbeitsplatzes sowie über die Wohnungsversorgung oder auch über die individuelle Symptomaufmerksamkeit im Hinblick auf spezielle Erkrankungen. Die interessierende Frage lautet daher, wie die latente Variable Gesundheit gemessen werden kann auf der Basis einiger weniger Proxy-Variablen und wie gut die Messung im Vergleich zum vollständigen Modell gelingt.

Es läßt sich zeigen, daß die Messung der latenten Variable Gesundheit mit Hilfe der individuell beobachtbaren Dimensionen des Gesundheitszustandes (objektiver- und subjektiver Gesundheitsstatus, Dauer der Arbeitsunfähigkeit), korrigiert um die direkten Einflüsse der exogenen Variablen Alter, Schulausbildung und Einkommen, knapp 50% der Varianz der latenten Variable Gesundheit erklärt. Im Vergleich dazu kommt den Variablen der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen, verknüpft mit einem Strukturmodell zur Erklärung der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, nur eine untergeordnete Bedeutung zu.

Zusammenfassung

In dieser Arbeit stellen wir ein MIMIC-Modell der Gesundheitszustandsmessung für die Bundesrepublik Deutschland vor, das aus einer Gesundheitsproduktionsfunktion, drei Gleichungen der Gesundheitsnachfrage und einem Drei-Gleichungsmeßmodell der Dimensionen des Gesundheitsstatus besteht. Die spezielle Formulierung des Modells erlaubt die Berechnung eines Gesundheitsindex ohne Berücksichtigung schwer zugänglicher Variablen und die Überprüfung der Erklärungsgüte des Modells bei begrenzter Information auf der Basis weniger Proxy-Variablen.

Unsere empirischen Ergebnisse beruhen auf 3190 Beobachtungen der zweiten Welle des Sozio-ökonomischen Panels. Im stationären Bereich finden wir empirische Evidenz für eine angebotsinduzierte Nachfrage. Es kann gezeigt werden, daß knapp die Hälfte der Varianz der latenten Variable Gesundheit durch die Indikatoren des Gesundheitsstatus erklärt wird, während die Indikatoren der Gesundheitsnachfrage nur einen vergleichsweise geringen Erklärungsbeitrag liefern.

Summary

In this study we introduce a MIMIC-health care model for the Federal Republic of Germany. The model consists of a health production function, a three equation model of health demand and a three equation measurement model of health status dimensions. Our empirical results are based on 3190 observations taken from the second

wave of the German socioeconomic panel. It can be shown that half of the variance of the latent variable health can be explained by the health status indicators, while indicators of health demand hardly contribute to the explanation of the variation in individual health.

Literatur

- Adam, H.* (1983), *Ambulante ärztliche Leistungen und Ärztedichte*. Berlin.
- Arminger, G./Schoenberg, R.* (1989), Pseudo Maximum Likelihood Estimation and a Test for Misspecification in Mean and Covariance Structure Models, in: *Psychometrika* 52, 409 - 425.
- Borchert, G.* (1980), *Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Umfang/Struktur des ambulanten ärztlichen Leistungsvolumens und der Ärztedichte*, Forschungsbericht 25 zur Gesundheitsforschung des Bundesministers für Arbeit und Sozialordnung. Bonn.
- Breyer, F.* (1984), *Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen*. Berlin et al.
- Brinkmann, C.* (1983), Health Problems and Psycho-Social Strains of Unemployed, in: *John, J. und Schwefel, D. und Zöllner, H. (Eds.), Influence of Economic Instability on Health*. Berlin et al., 263 - 285.
- Bundesminister für Jugend, Familie und Gesundheit (1985), *Daten des Gesundheitswesens, Ausgabe 1985*, Stuttgart und Mainz.
- Catalano, R./Dooley, D.* (1983), The Health Effects of Economic Instability: A Test of the Economic Stress Hypothesis, in: *John, J. und Schwefel, D. und Zöllner, H. (Eds.), Influence of Economic Instability on Health*. Berlin et al., 225 - 262.
- Gouriéroux, C./Monfort, A./Trognon, A.* (1984), Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory, in: *Econometrica* 52, 681 - 700.
- Grossman, M.* (1972), *The Demand for Health – A Theoretical and Empirical Investigation*. New York.
- Hujer, R./Knepel, H.* (1982), Spezifikation und Schätzung sozioökonomischer Indikatormodelle, in: *Allgemeines Statistisches Archiv* 2, 174 - 194.
- Leu, R. E.* (1984), Medical Technology Assessment in Terms of Improved Life Quality, in: *Lindgren, B. (Ed.), Arne Ryde Symposium on Pharmaceutical Economics*, Liber Förlag, 97 - 121.
- et al. (1986), Die quantitative Erfassung von Gesundheitszustand und Lebensqualität, illustriert am Beispiel von Psoriasis-kranken, in: *Horisberger, B. und van Eimeren, W. (Hrsg.), Die Kosten-Nutzen-Analyse, Methodik und Anwendung am Beispiel von Medikamenten*. Berlin et al., 153 - 248.
- Leu, R. E./Doppmann, R. J.* (1986), Gesundheitszustandsmessung und Nachfrage nach Gesundheitsleistungen in der Schweiz, in: *Wille, E. (Hrsg.), Informations- und Planungsprobleme in öffentlichen Aufgabenbereichen*. Frankfurt/M. et al., 1 - 90.
- Muurinen, J.-M.* (1982), Demand for Health – A Generalised Grossman Model, in: *Journal of Health Economics* 1, 5 - 28.
- Neipp, J.* (1987), *Der optimale Gesundheitszustand der Bevölkerung. Methodische und empirische Fragen einer Erfolgskontrolle gesundheitspolitischer Maßnahmen*. Berlin et al.

- Robinson, P. M. / Ferrara, M. C.* (1977), The Estimation of a Model for an Unobservable Variable with Endogenous Causes, in: Aigner, D. J. und Goldberger, A. S. (Eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*. Amsterdam et al., 131 - 142.
- Schoenberg, R. / Armingier, G.* (1989), *LINCS (Linear Covariance Structures). A Computer Program for the Analysis of Linear Models Incorporating Measurement Error Disturbances as well as Structural Disturbances, User's Guide*, RJS Software Kensington.
- Sonderforschungsbereich 3 und Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Hrsg. (1989), *Das Sozio-ökonomische Panel, Benutzerhandbuch, Version 3 – Dezember '89*; Berlin.
- Statistisches Bundesamt (1986a), *Fachserie 12, Gesundheitswesen, Reihe 1, Ausgewählte Zahlen für das Gesundheitswesen 1984*, Stuttgart und Mainz.
- Statistisches Bundesamt (1986b), *Fachserie 12, Gesundheitswesen, Reihe 5, Berufe des Gesundheitswesens 1984*, Stuttgart und Mainz.
- van de Ven, W. / Hooijmans, E. M.* (1982), The MIMIC Health Status Index – What it is and How to Use it. Diskussionspapier 82.17. Center for Research in Public Economics. Leyden.
- van de Ven, W. / van der Gaag, J.* (1982), Health as an Unobservable. A MIMIC-Model of Demand for Health Care, in: *Journal of Health Economics* 1, 157 - 183.
- van Vliet, R. / van Praag, B.* (1987), Health Status Estimation on the Basis of MIMIC-Health Care Models, in: *Journal of Health Economics* 6, 27 - 42.
- Wille, E.* (1989), Zur Rolle von Orientierungsdaten im Gesundheitswesen, in: Vogel, H. R. (Hrsg.), *Die Bedeutung der Planungs- und Orientierungsdaten im Gesundheitswesen*. Stuttgart New York, 7 - 31.
- Wolfe, B. / van der Gaag, J.* (1981), A new Health Status Index for Children, in: van der Gaag, J. und Perlman, M. (Eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam et al., 283 - 304.
- Zweifel, P.* (1981), „Supplier-Induced Demand“ in a Model of Physician Behavior, in: van der Gaag, J. und Perlman, M. (Eds.), *Health, Economics, and Health Economics*, Amsterdam et al., 245 - 267.