

Sozialökonomisches Seminar der Universität Hamburg

**Messung der Bevölkerungsgesundheit
in Entwicklungsländern
auf der Grundlage eines MIMIC-Modells**

Eberhard Scholing

Diskussionsbeitrag Nr. 115

Institut für Außenhandel
und Wirtschaftsintegration
Von-Melle-Park 5
20146 Hamburg

Hamburg, Mai 2000

A. Einleitung

Die Bevölkerungsgesundheit, zunächst ganz allgemein verstanden als die gesundheitliche Lage in einem Lande, ist ein komplexes Konstrukt, das biologische, medizinische, ökonomische und andere Aspekte umfaßt. Gemessen wird dieses Konstrukt mit Hilfe von Indikatoren, die einzelne Teilaspekte der Gesundheit widerspiegeln. Beispiele für solche Indikatoren sind die Lebenserwartung bei der Geburt, die Säuglingssterbeziffer, das tägliche Kalorienangebot pro Kopf, die Zahl der Einwohner je Arzt u. a. m.

Um bei intertemporalen oder internationalen Vergleichen genauere Aussagen über gesundheitliche Veränderungen oder Unterschiede machen zu können, müssen die in verschiedenen Indikatoren enthaltenen Informationen gewichtet und aggregiert werden. Die vorliegende Untersuchung stellt den Versuch dar, für das Konstrukt "Bevölkerungsgesundheit in einem Entwicklungsland" ein aggregiertes Meßkonzept zu entwickeln, das die aus entwicklungspolitischer Sicht wichtigsten Gesundheitsaspekte beinhaltet. Als theoretische Grundlage dafür dient ein MIMIC (Multiple Indicator Multiple Cause)-Modell, mit dem die Zusammenhänge zwischen Gesundheitsstatus und den zu seiner Messung herangezogenen Indikatoren abgebildet werden.

Es gibt in der Literatur einige frühere Versuche, das Konstrukt "Gesundheit" mit Hilfe eines MIMIC-Modells operabel zu machen. Genannt seien hier die Studie mit Individualdaten von *Van Vliet* und *Van Praag*¹ für die Niederlande, in der die Gesundheitsunterschiede in einer repräsentativen Bevölkerungsgruppe analysiert werden, sowie die Studie mit aggregierten Daten von *Rao* und *Bhat*², in der die indischen Bundesstaaten hinsichtlich ihres Gesundheitsstatus miteinander verglichen werden.

In der vorliegenden Untersuchung wird Gesundheit (wie in der Indien-Studie) auf der Makroebene gemessen; der hier vorgeschlagene MIMIC-Ansatz basiert auf aggregierten Querschnittsdaten, die sich auf 76 Entwicklungsländer

¹ Vgl. *R. C. J. A. Van Vliet* and *B. M. S. Van Praag*, Health Status Estimation on the Basis of MIMIC-Health Care Models, in: *Journal of Health Economics*, Vol. 6 (1987), S. 27 ff.

beziehen. Der Beitrag beginnt mit einer Darstellung der methodischen Grundlagen des MIMIC-Modells, dann wird die Auswahl der verwendeten Gesundheitsindikatoren erläutert, und danach werden die Schätzergebnisse diskutiert. Schließlich wird mit Hilfe geschätzter Parameter ein Gesamtindikator der Bevölkerungsgesundheit konstruiert, und aus den Meßergebnissen mit diesem Konzept werden einige entwicklungspolitische Schlußfolgerungen gezogen.

B. Das MIMIC-Modell

Ausgangspunkt der Modellierung des Konstrukts "Bevölkerungsgesundheit" ist die Überlegung, daß man die gesundheitliche Lage in einem Lande nicht direkt messen kann, sondern nur indirekt mit Hilfe geeigneter Indikatoren. Diese Indikatoren können sich auf einzelne Ausschnitte des Krankheitsbildes einer Bevölkerung beziehen (Outputaspekt) oder auf einzelne ursächliche Einflußfaktoren der Gesundheit (Inputaspekt). Das auf *Hauser* und *Goldberger*³ zurückgehende MIMIC-Modell bietet die Möglichkeit, Output- und Inputaspekt zu verbinden und die verschiedenen Indikatoren für diese beiden Aspekte zu einem Gesamtindikator zu verknüpfen.

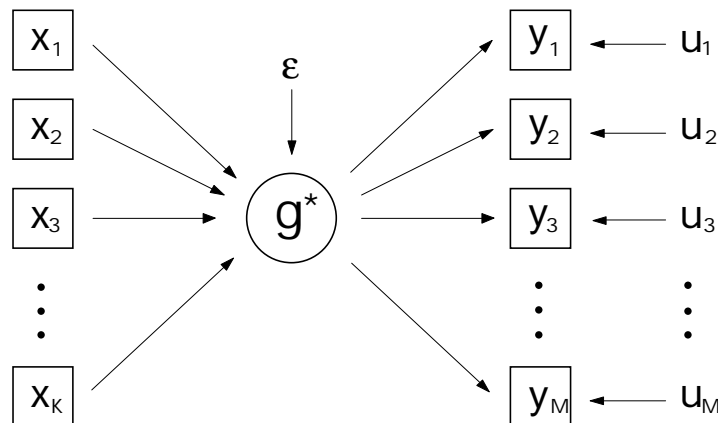
Das Konstrukt "Bevölkerungsgesundheit" wird dabei als eine unbeobachtbare (latente) Variable aufgefaßt. Diese wird von zwei Seiten her indirekt gemessen, von der einen Seite durch beobachtbare Gesundheits- bzw. Krankheitsmerkmale (Output-Indikatoren) und von der anderen Seite durch beobachtbare positive und negative Einflußfaktoren auf die Gesundheit (Input-Indikatoren). Graphisch läßt sich der hypothetische Zusammenhang durch das Pfeilschema in Abbildung 1 veranschaulichen. Die latente Variable "Bevölkerungsgesundheit" (g^*) erscheint hier als intervenierende Variable, die die Einflüsse der Input-Indikatoren "bündelt" und zu den Output-Indikatoren "weiterleitet". Die Größen u_1, \dots, u_M und ε sind Residual- oder Störvaria-

² Vgl. *D. N. Rao* and *R. L. Bhat*, Estimation of A Community Health Status Index on the Basis of a MIMIC Model, in: *Indian Economic Review*, Vol. 26 (1991), S. 51 ff.

³ Vgl. *R. M. Hauser* and *A. S. Goldberger*, The Treatment of Unobservable Variables in Path Analysis, in: *H. L. Costner* (ed.), *Sociological Methodology 1971*, London 1971, S. 81 ff.

blen, in denen alle nicht näher spezifizierten Einflußfaktoren zusammengefaßt sind.

Abb.1: MIMIC-Modell über den Zusammenhang zwischen Input- und Output-Indikatoren der Bevölkerungsgesundheit



Formal läßt sich der MIMIC-Ansatz durch ein System linearer Gleichungen darstellen:⁴

$$(1) \quad y = \beta g^* + u$$

$$(2) \quad g^* = \alpha'x + \varepsilon$$

Darin ist y ein $(M \times 1)$ -Vektor der Output-Indikatoren, x ein $(K \times 1)$ -Vektor der Input-Indikatoren und u ein $(M \times 1)$ -Vektor der Störvariablen (Fehler in den Variablen); α und β sind Parametervektoren der Ordnung $(K \times 1)$ bzw. $(M \times 1)$, g^* ist die skalare, nichtbeobachtbare latente Variable und ε eine skalare Störvariable (Fehler in der Gleichung).

Das Gleichungssystem (1) beschreibt den Zusammenhang zwischen der Größe g^* und den Output-Indikatoren. Die Störvariablen u_m bringen dabei die Annahme zum Ausdruck, daß zwischen dem Konstrukt "Bevölkerungsgesundheit" und den zu seiner Messung herangezogenen Indikatoren eine Diskrepanz besteht, die Meßwerte der y_m also mit einem Meßfehler ("Adäquations-

⁴ Vgl. z. B. G. G. Judge, W. E. Griffith, R. C. Hill, H. Lütkepohl and T.-C. Lee, The Theory and Practice of Econometrics, 2. Aufl., New York 1985, S. 725 f.

fehler") behaftet sind.⁵ Gleichung (2) definiert g^* als stochastisch gestörte Funktion der Input-Indikatoren. Bei entsprechender Spezifikation läßt sich diese Gleichung auch als nationale Gesundheitsproduktionsfunktion interpretieren.⁶

Alle Variablen in (1) und (2) sind als Abweichungswerte von ihrem arithmetischen Mittel definiert; ihre Erwartungswerte sind deshalb gleich Null.⁷ Für die Störvariablen in (1) und (2) wird angenommen, daß sie mit den Input-Indikatoren und untereinander unkorreliert sind:

$$(3) \quad E(xu') = 0, \quad E(x\varepsilon) = 0, \quad E(u\varepsilon) = 0, \quad E(uu') = \Theta,$$

wobei die Kovarianzmatrix Θ diagonal ist. Setzt man (2) in (1) ein, so erhält man die reduzierte Form des MIMIC-Modells, in der die Output-Indikatoren als Funktion der Input-Indikatoren und der Störvariablen erscheinen:

$$(4) \quad \begin{aligned} y &= \beta(\alpha'x + \varepsilon) + u \\ &= \Pi'x + v \end{aligned}$$

mit der Parametermatrix

$$(5) \quad \Pi = \begin{bmatrix} \alpha_1\beta_1 & \dots & \alpha_1\beta_M \\ \vdots & & \vdots \\ \alpha_K\beta_1 & \dots & \alpha_K\beta_M \end{bmatrix}$$

und den Störgrößen $v = \beta\varepsilon + u$, deren Kovarianzmatrix

$$(6) \quad E(vv') \equiv \Omega = \beta\beta'\sigma_\varepsilon^2 + \Theta$$

nicht-diagonal ist. Aus (4) und (6) ist zu ersehen, daß die Elemente des Parametervektors β nur bis auf eine multiplikative Konstante bestimmt sind. Würde man β mit einem beliebigen Skalar c multiplizieren und α und ε

⁵ Zum Begriff des Adäquationsfehlers vgl. *G. Menges*, Die statistische Adäquation, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 197 (1982), S. 289 ff.

⁶ Zum Konzept der Gesundheitsproduktionsfunktion vgl. etwa *F. Breyer* und *P. Zweifel*, *Gesundheitsökonomie*, 2. Aufl., Berlin 1997, S. 107 ff.

⁷ Wegen dieser Annahme erscheinen in (1) und (2) keine Absolutglieder.

durch c dividieren, so wäre das Modell auch erfüllt. Um diese Unbestimmtheit zu beseitigen, wird die Varianz der Störvariable ε auf Eins normiert:⁸

$$(7) \quad E(\varepsilon\varepsilon) \equiv \sigma_{\varepsilon}^2 = 1.$$

Die reduzierte Form des MIMIC-Modells entspricht einem multivariaten Regressionsmodell, dessen Parameter bestimmten a-priori-Restriktionen unterliegen. Wie man in (5) sieht, sind die Spalten (Zeilen) der Koeffizientenmatrix Π proportional zueinander; Π unterliegt also der Restriktion, daß ihr Rang gleich Eins ist. Auch die Elemente der Kovarianzmatrix (6) sind restringiert; diese Restriktionen gleichen denen eines Ein-Faktor-Modells der Faktorenanalyse.⁹

Die KM Elemente von Π und die $(1/2)M(M + 1)$ nichtredundanten Elemente von Ω werden ausgedrückt durch $2M + K$ freie Parameter: M Elemente von β , M Diagonalelemente von Θ und K Elemente von α . Bei $K, M > 1$ ist das Modell überidentifiziert mit $KM + (1/2)M(M + 1) - 2M - K$ überidentifizierenden Restriktionen. Das MIMIC-Modell beinhaltet somit die Hypothese, daß die den Koeffizienten und Störvariablen auferlegten Restriktionen richtig sind. Auf einen statistischen Test dieser Hypothese wird bei der Diskussion der empirischen Ergebnisse eingegangen.

Für die Schätzung von MIMIC-Modellen sind verschiedene Verfahren vorgeschlagen worden. Hier wird ein von *Goldberger* und *Jöreskog* entwickeltes Maximum-Likelihood-Verfahren verwendet. Ausgangspunkt dieses Verfahrens ist die reduzierte Form

$$(8) \quad Y = X\Pi + V = X\alpha\beta' + V.$$

⁸ Mit dieser Normierung ist β bis auf eine Multiplikation mit -1 bestimmt. In der Literatur sind auch andere Normierungen vorgeschlagen worden, zum Beispiel $\beta_m = 1$ für irgendein $m = 1, \dots, M$ oder $\sum_m \beta_m = 1$.

⁹ Interpretiert man $v = \beta\varepsilon + u$ als Ein-Faktor-Modell, so ist v der Vektor der zu erklärenden Variablen, ε ist der allgemeine Faktor (general factor), β der Ladungsvektor und u der Vektor der Einzelrestfaktoren (unique factors); zu den Modellen der Faktorenanalyse vgl. etwa *D. N. Lawley and A. E. Maxwell, Factor Analysis as a Statistical Method*, 2. Aufl., London 1971; *T. W. Anderson, An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2. Aufl., New York 1984, S. 550 ff.

Darin ist Y die $(N \times M)$ -Beobachtungswertmatrix von y , X die $(N \times K)$ -Beobachtungswertmatrix von x und V die $(N \times M)$ -Beobachtungswertmatrix von v (N ist hier die Zahl der Länder). Unter der Normalverteilungsannahme für y und x erhält man für die Stichprobe von N gemeinsamen Beobachtungswerten für y und x eine Likelihoodfunktion, deren Maximierung bezüglich β , α und Θ gleichbedeutend ist mit der Minimierung der Funktion

$$(9) \quad F = \ln |\Omega| + \text{Sp}(\Omega^{-1}W)$$

mit der Kovarianzmatrix $\Omega \equiv E(vv') = \beta\beta' + \Theta$ und der entsprechenden Stichproben-Kovarianzmatrix $W \equiv (1/N)V'V = (1/N)(Y - X\alpha\beta')(Y - X\alpha\beta)'$.¹⁰

Alle numerischen Berechnungen wurden hier mit dem von *Jöreskog* und *Sörbom* entwickelten Programmpaket LISREL (Version 8.30, April 1999) durchgeführt.¹¹

C. Output-Indikatoren der Gesundheit

Nach neuesten Schätzungen der Weltgesundheitsorganisation (WHO) sterben auf der Welt jährlich etwa 54 Millionen Menschen, davon etwa 42 Millionen in den Entwicklungsländern. Auf welche Ursachen gehen diese Todesfälle hauptsächlich zurück, und wie unterscheiden sich Industrie- und Entwicklungsländer hinsichtlich einzelner Ursachen? Aufschlüsse darüber gibt Tabelle 1, in der, aufgeteilt nach Industrie- und Entwicklungsländern, die relativen Häufigkeiten der Haupttodesursachen wiedergegeben sind. Wie man sieht, hat jede der beiden Ländergruppen eine ihr eigene Ursachenstruktur. In Industrieländern waren Herz-Kreislauf-Erkrankungen die häufigste Todesursache mit knapp 45 Prozent aller Todesfälle. In Entwicklungsländern gingen die meisten Todesfälle auf Infektionskrankheiten zurück;

¹⁰ Vgl. A. S. Goldberger, Unobservable Variables in Econometrics, in: P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, London 1974, S. 204 ff; K. G. Jöreskog and A. S. Goldberger, Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variable, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 70 (1975), S. 631 ff.

¹¹ Vgl. K. G. Jöreskog and D. Sörbom, *LISREL 8: User's Reference Guide*, Chicago 1996.

Tab. 1: Todesfälle nach Ursachengruppen (in % aller Todesfälle) in den Mitgliedsländern der WHO, 1998

Ursachengruppe	Industrie- länder	Entwicklungs- länder
Infektionskrankheiten	5,4	34,1
Perinatale und materne Ursachen	0,7	5,7
Herz-Kreislauf-Krankheiten	44,7	22,5
Tumoren	25,1	11,3
Chronische Lungenkrankheiten	3,5	5,7
Unfälle, Morde, Kriege	6,2	11,5
Sonstige Ursachen	<u>14,4</u>	<u>9,2</u>
	100,0	100,0

Quelle: WHO, The World Health Report 1999, Genf 1999.

etwa jeder dritte Todesfall in Entwicklungsländern war Folge irgendeiner Infektions- oder Parasitenkrankheit; damit lag die relative Sterblichkeit an diesen Krankheiten in Entwicklungsländern gut sechsmal so hoch wie in Industrieländern. Erhebliche Unterschiede zeigen sich auch hinsichtlich der perinatalen und maternen Ursachen, womit die Sterblichkeit während und unmittelbar nach der Schwangerschaft gemeint ist.

Die hohe Sterblichkeit an Infektionskrankheiten in den Entwicklungsländern betrifft vor allem Säuglinge und Kleinkinder. Das hängt zunächst einmal mit den stärker besetzten jungen Jahrgängen im Altersaufbau jener Länder zusammen, verbunden mit der Tatsache, daß eine Reihe Infektionskrankheiten ausgesprochene Kinderkrankheiten sind, wohingegen viele Tumor- und Herz-Kreislauf-Erkrankungen vornehmlich im Alter auftreten. Hinzukommt, daß Kinderkrankheiten, wie Masern, Diphtherie und Keuchhusten, die in Industrieländern nur noch selten oder in harmloser Form vorkommen, in Entwicklungsländern häufig zum Tode führen. Auch tropische Krankheiten, wie Malaria und Amöbenruhr, die bei Erwachsenen (in Entwicklungsländern) eher chronisch verlaufen, und viele Atemwegs- und Darminfektionen, die bei Er-

wachsenen nur zu einer vorübergehenden Schwächung führen, können bei Kleinkindern in Entwicklungsländern tödlich wirken.

Nach WHO-Schätzungen für das Jahr 1998 gingen weltweit die meisten Infektions-Todesfälle auf einige wenige Krankheiten zurück. Die sechs Krankheiten bzw. Krankheitsgruppen mit der höchsten Zahl von Opfern waren: Akute Atemwegsinfektionen, wie Pneumonie, Diphtherie und Grippe (3,5 Mio.), AIDS (2,3 Mio.), Darminfektionen (2,2 Mio.), Tuberkulose (1,6 Mio.), Malaria (1,1 Mio.) und Masern (0,9 Mio.). Die meisten dieser Todesfälle, über 90 Prozent, traten in Entwicklungsländern auf. Bei vier dieser Krankheiten liegt das Maximum der Sterblichkeit in der Altersgruppe der unter Fünfjährigen, bei zwei (AIDS und Tuberkulose) liegt es in den mittleren Altersjahrgängen.¹²

Allgemein kann man sagen: Die Sterblichkeitsverhältnisse in Entwicklungsländern sind gekennzeichnet durch eine hohe Frühsterblichkeit im Kleinkindes- und jungen Erwachsenenalter, hervorgerufen vor allem durch eine hohe Sterblichkeit an vermeidbaren und/oder heilbaren infektiösen Erkrankungen. Damit sind die Output-Aspekte der gesundheitlichen Lage umrissen, die hier im Mittelpunkt der Betrachtung stehen. Abgebildet werden diese Aspekte mit Hilfe von fünf Indikatoren:

- Lebenserwartung bei der Geburt, 1997
- Kindersterbefälle bis zum Ende des fünften Lebensjahres je 1000 Lebendgeburten (Kindersterblichkeit), 1997
- Müttersterbefälle je 100 000 Lebendgeburten (Müttersterblichkeit), 1997
- Zahl der Kinder unter fünf Jahren mit Unterernährung je 100 Kinder dieser Altersgruppe (Kinderunterernährung), 1997
- Zahl der neu an Tuberkulose Erkrankten je 100 000 Einwohner (Tuberkuloseinzidenz), 1997

Der Indikator "Kinderunterernährung" erfaßt nicht nur das Vorkommen von Mangelkrankheiten, er ist auch ein indirektes Maß für die Kindersterblichkeit

¹² Vgl. WHO, World Health Organization Report on Infectious Diseases. Removing Obstacles to Healthy Development, Genf 1999.

durch Infektionskrankheiten, weil in dieser Altersgruppe die Infektionsmortalität mit dem Grad der Unterernährung zunimmt.

Tabelle 2 enthält die Mittelwerte und die Spannweiten der Output-Indikatoren für die 76 Länder der Untersuchungsgruppe. Wie sich zeigt, bestehen zwischen den Ländern erhebliche Unterschiede. Der höchste Wert der Lebenserwartung von 77 Jahren und die jeweils niedrigsten Werte der anderen Indikatoren entsprechen den Niveaus in Industrieländern. Dagegen deuten die entgegengesetzten Extremwerte auf äußerst schlechte gesundheitliche Verhältnisse hin. Nimmt man diese Werte, so liegt die Lebenserwartung unter 40 Jahren, stirbt jedes vierte Kind vor seinem fünften Geburtstag, stirbt bei durchschnittlich drei Kindern jede zwanzigste Mutter bei der Geburt, sind mehr als 60 Prozent der Kinder unterernährt und erkranken jedes Jahr fünf von 1000 Menschen an Tuberkulose.

Tab. 2: Mittelwerte und Spannweiten der Output-Indikatoren der Gesundheit für 76 Entwicklungsländer, 1997

Indikator	Mittelwert	Minimum	Maximum
Lebenserwartung (Jahre)	60	37	77
Kindersterblichkeit (je 1000)	96	13	286
Müttersterblichkeit (je 100 000)	490	30	1800
Kinderunterernährung (je 100)	28	4	64
Tuberkuloseinzidenz (je 100 000)	185	8	576

Quelle: *World Bank*, World Development Indicators 1999 (CD-ROM), Washington 1999.

D. Input-Indikatoren der Gesundheit

Welche Faktoren erklären die hohe Mortalität durch Infektionskrankheiten in den Entwicklungsländern? Es gibt inzwischen zahlreiche Untersuchungen, die sich mit den Ursachen der Infektionsmortalität in Entwicklungsländern befassen. Das Spektrum der empirischen Arbeiten auf diesem Gebiet reicht von medizinischen Mikrostudien mit nur wenigen Probanden bis hin zu so-

zioökonomischen Makrostudien, in denen ganze Länder oder Regionen die Untersuchungseinheiten bilden. So unterschiedlich diese Ansätze im einzelnen sind, so gleichartig sind die Resultate bezüglich der Identifikation der wichtigsten Einflußfaktoren. Danach hängen Art und Umfang der Infektionsmortalität hauptsächlich ab von der medizinischen Versorgung, der Trinkwasserversorgung (inkl. Abwasserentsorgung) und von der Schulausbildung.¹³

Ausgehend von diesem empirischen Befund, wird angenommen, daß die latente Variable "Bevölkerungsgesundheit" (g^*) von fünf Input-Indikatoren bestimmt wird:¹⁴

- Stadtbevölkerung in Prozent der Gesamtbevölkerung (Urbanisation), 1997
- Gegen Diphtherie, Keuchhusten und Tetanus geimpfte Kinder unter 12 Monaten in Prozent aller Kinder dieser Altersgruppe (DKT-Impfungen), 1997
- Bevölkerung mit direktem Zugang zu unbedenklichem Trinkwasser in Prozent der Gesamtbevölkerung (Wasserversorgung), 1995
- Frauen im Alter von 15 Jahren und darüber ohne Lese- und Rechtschreibkenntnisse in Prozent aller Frauen dieser Altersgruppe (Frauen-Analphabetismus), 1995
- Bevölkerung mit einem Haushaltseinkommen unterhalb der absoluten Armutsgrenze ("poverty line") in Prozent der Gesamtbevölkerung (Absolute Armut), 1997

Der Indikator "Urbanisation" als Maß für die Stadt-Land-Aufteilung der Bevölkerung dient hier als indirektes Maß für die medizinische Versorgung. Wegen der hohen Konzentration von Gesundheitseinrichtungen auf städtische Gebiete und der schlechten Verkehrsinfrastruktur in vielen Entwicklungsländern gilt der Tendenz nach: Je größer der Anteil der Bevölkerung, der in der Stadt lebt, desto größer ist die Inanspruchnahme von Einrichtungen des medizinischen Versorgungssystems.

¹³ Zu einem Literaturüberblick vgl. *E. Scholing*, Gesundheit in Entwicklungsländern und ihre sozioökonomischen Bestimmungsfaktoren, Stuttgart 1994, S. 56 ff.

¹⁴ Dabei wird vereinfachend unterstellt, daß zwischen Gesundheit und ihren Determinanten keine Feedback-Beziehungen bestehen. Zum Einfluß der Gesundheit auf Ernährung, Bildung und andere Gesundheitsdeterminanten vgl. etwa *J. Strauss* and *D. Thomas*, Health, Nutrition, and Economic Development, in: *The Journal of Economic Literature*, Vol. 36 (1998), S. 766 ff.

Während der Indikator "Urbanisation" für die medizinische Versorgung im allgemeinen steht, bezieht sich der Indikator "DKT-Impfungen" auf einen wichtigen Teilbereich der Versorgung, die präventive Mutter-und-Kind-Versorgung. Dienste in diesem Bereich, wie etwa Impfungen, werden im Rahmen der bestehenden Basiseinrichtungen oder im Rahmen spezieller Gesundheitsprogramme von mobilen Ambulatorien (*équipes de prospection et des vaccinations*) durchgeführt.

Mit dem Indikator "Frauen-Analphabetismus" wird das (fehlende) Gesundheitswissen erfaßt; gemeint ist damit das vor allem durch die Schule vermittelte grundsätzliche Verständnis für die Zusammenhänge von Ernährung und Gesundheit sowie Vorbeugung und Kontrolle bei gesundheitlichen Problemen. Der Indikator bezieht sich auf den weiblichen Teil der Bevölkerung, weil die für die Gesundheit der Familie wichtigen Funktionen in der Regel von Frauen ausgeübt werden.

Sofern die Käufe von Gesundheitsgütern (Nahrungsmittel, Medikamente u. a.) aus dem Haushaltseinkommen bestritten werden, ist der Indikator "Absolute Armut" ein indirektes Maß für die Versorgung mit solchen Gütern. Allerdings hängt die Validität dieses Indikators davon ab, ob die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und anderen Gesundheitsgütern auf Einkommensveränderungen entsprechend elastisch reagiert. Vorliegende empirische Untersuchungen gelangen hier zu keinen eindeutigen Resultaten.¹⁵

Tabelle 3 enthält die Mittelwerte und die Spannweiten der Input-Indikatoren für die 76 Länder der Untersuchungsgruppe. Nimmt man die Extremwerte der Indikatoren 2 bis 5, so zeigt sich ein großes internationales Armutsgefälle. Während auch hier die jeweils besten Werte einzelner Entwicklungsländer auf Industrieländerniveau liegen, deuten die entgegengesetzten Extremwerte darauf hin, daß die meisten Menschen in jenen Ländern die sog. harten Grundbedürfnisse ("first floor needs") nicht befriedigen können.

¹⁵ Vgl. dazu *E. Scholing*, Einkommenselastizitäten der Ernährung in Entwicklungsländern, in: *H.-B. Schäfer* (Hg.), *Bevölkerungsdynamik und Grundbedürfnisse in Entwicklungsländern*, Berlin 1995, S. 173 ff.

Tab. 3: Mittelwerte und Spannweiten der Input-Indikatoren der Gesundheit für 76 Entwicklungsländer, 1995, 1997

Indikator	Mittelwert	Minimum	Maximum
Urbanisation (in %)	44	6	91
DKT-Impfungen (in %)	73	23	100
Wasserversorgung (in %)	64	16	100
Frauen-Analphabetismus (in %)	41	2	93
Absolute Armut (in %)	36	6	86

Quelle: *World Bank*, World Development Indicators 1999 (CD-ROM), Washington 1999.

E. Die Schätzergebnisse

Zur Beurteilung der Anpassung des geschätzten MIMIC-Modells an die Daten dient ein Likelihood-Verhältnis-Test der Überidentifikations-Restriktionen, die sich auf die Koeffizientenmatrix Π und die Kovarianzmatrix Ω beziehen (vgl. (5), (6) und (7)). Dabei wird die Nullhypothese

$$H_0: \Pi = \alpha\beta' \quad \text{und} \quad \Omega = \beta\beta' + \Theta$$

gegen die Alternativhypothese

$$H_1: \Pi \neq \alpha\beta' \quad \text{oder} \quad \Omega \neq \beta\beta' + \Theta$$

getestet.

Die aus dem Optimalwert der ML-Funktion ermittelte Prüfstatistik ist approximativ χ^2 -verteilt mit $KM + (1/2)M(M + 1) - 2M - K = 25$ Freiheitsgraden (= Zahl der Überidentifikations-Restriktionen). Für das geschätzte Modell ergibt sich ein χ^2 -Wert von 26,0. Die Nullhypothese (daß die Restriktionen "richtig" sind) kann bei 25 Freiheitsgraden nur mit einer hohen Irrtumswahrscheinlichkeit von 41 Prozent verworfen werden. Das spricht für die Spezifikation des Modells.¹⁶

¹⁶ Zur Beurteilung der Anpassungsgüte sind verschiedene Statistiken vorgeschlagen worden, u. a. das RMSEA-Maß (Root Mean Square Error of Approximation). Der hier ermit-

In Tabelle 4 sind die geschätzten Koeffizienten der Strukturgleichungen (1) und (2) aufgeführt. Die $\hat{\beta}_m^+$ -Werte in der zweiten Spalte sind so standardisiert, daß sie jeweils als Korrelationskoeffizient zwischen Output-Indikator und "Bevölkerungsgesundheit" (g^*) interpretiert werden können. Erwartungsgemäß ist die latente Variable g^* mit der Lebenserwartung positiv und mit den anderen Indikatoren negativ korreliert; demnach scheinen die Verknüpfungen zwischen g^* und den Output-Indikatoren dem intendierten Meßgegenstand zu entsprechen. Der Größe dieser Korrelationen nach zu schließen, wird die "Bevölkerungsgesundheit" vor allem durch die in den ersten drei Indikatoren zum Ausdruck kommende Frühsterblichkeit gekennzeichnet.

Die $\hat{\alpha}_k$ -Werte in der vierten Spalte der Tabelle 4 sind vergleichbar mit standardisierten Regressionskoeffizienten. Der Koeffizient $\hat{\alpha}_k$ gibt an, um wieviel Standardabweichungen sich die latente Variable g^* im Durchschnitt der untersuchten Ländergruppe ändert, wenn der Indikator x_k ceteris paribus um eine Standardabweichung verändert wird. Diese Werte sind skalenunabhängig und können deshalb als Maß für die relative Bedeutung einzelner Input-Indikatoren interpretiert werden. Wie sich zeigt, weisen alle α -Koeffizienten das erwartete Vorzeichen auf und sind statistisch gesichert.

Gemessen an der Koeffizientengröße, übt der Frauen-Analphabetismus den größten Gesundheitseinfluß aus. Damit bestätigt sich ein aus vielen Entwicklungsländerstudien bekannter Befund, daß der Schulausbildung von Frauen für die Gesunderhaltung der Bevölkerung eine Schlüsselrolle zukommt.

telte RMSEA-Wert von 0,037 deutet auf eine gute Anpassung hin. Bei $RMSEA < 0,05$ spricht man von guter, bei $0,05 < RMSEA < 0,08$ von akzeptabler und bei $RMSEA > 0,1$ von inakzeptabler Anpassung; vgl. dazu *M. W. Browne and R. Cudeck, Alternative Ways of Assessing Model Fit*, in: *K. A. Bollen and J. S. Long (eds.), Testing Structural Equation Models*, London 1993, S. 142 ff.

Tab. 4: Standardisierte Schätzwerte für die Strukturkoeffizienten des MIMIC-Modells (t-Werte in Klammern)

Output-Indikator	$\hat{\beta}_m^+$	Input-Indikator	$\hat{\alpha}_k^+$
Lebenserwartung	0,97 (9,2)	Urbanisation	0,23 (2,8)
Kindersterblichkeit	-0,98 (-9,2)	DKT-Impfungen	0,30 (3,3)
Müttersterblichkeit	-0,85 (-8,4)	Wasserversorgung	0,20 (2,3)
Kinderunterernährung	-0,64 (-6,0)	Frauen-Analphabetismus	-0,43 (-4,9)
Tuberkuloseinzidenz	-0,66 (-6,2)	Absolute Armut	-0,17 (-2,5)
$\chi^2 = 26,0$ FG = 25 p = 0,41			

Bemerkenswert ist auch der relativ große Effekt des Indikators DKT-Impfungen; das könnte ein Beleg dafür sein, daß sich mit Impfungen und anderen einfachen Maßnahmen der Mutter-Kind-Gesundheitsfürsorge vergleichsweise große Erfolge erzielen lassen im Kampf gegen die Frühsterblichkeit - eine These, die immer wieder vom Weltkinderhilfswerk (UNICEF) vertreten wird.

Überraschend klein ist der Koeffizient des Indikators Absolute Armut. Das könnte sich aus einer geringeren Validität dieses Indikators erklären, vielleicht aber auch daraus, daß die mit Veränderungen der Gesundheitsgüterversorgung einhergehenden Einflüsse zum Teil von den Indikatoren der Gesundheits- und Wasserversorgung erfaßt werden.

F. Ein Gesamtindikator der Bevölkerungsgesundheit

Auf Grund der Schätzergebnisse für das MIMIC-Modell läßt sich die latente Variable g^* als Gesamtindikator der Bevölkerungsgesundheit interpretieren. Um einzelne Länder bezüglich dieser Variable international einstufen zu können, müssen die Beobachtungswerte von g^* ermittelt werden. Den ($N \times 1$)-Be-

obachtungswertvektor G^* von g^* erhält man, analog zu Gleichung (2), mit dem geschätzten Parametervektor $\hat{\alpha}^+$ (vgl. Tabelle (4)) und der Beobachtungswertmatrix der standardisierten Input-Indikatoren (X^+):

$$(10) \quad G^* = X^+ \hat{\alpha}^+ .$$

Die geschätzten g^* -Beobachtungswerte für die 76 untersuchten Länder sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Die Elemente von G^* sind Standardwerte; sie entsprechen jeweils der Abweichung vom Mittelwert, gemessen in Standardabweichungen. Beispiel: Der Wert -0,40 für Madagaskar besagt, daß dieses Land ein Gesundheitsniveau aufweist, das 0,40 Standardabweichungen unter dem arithmetischen Mittel der Ländergruppe liegt. Die Skala der g^* -Werte reicht von 1,69 (Chile) bis -2,15 (Niger), wobei 38 Werte über und 38 unter dem arithmetischen Mittel liegen.

Geht man von der Regioneneinteilung der Weltbank aus, so ergeben sich folgende regionale Durchschnitte:

- Mittlerer Osten und Nordafrika 0,57
- Afrika südlich der Sahara -0,75
- Ostasien und Pazifik 0,41
- Südasien -0,31
- Lateinamerika und Karibik 0,90

Diese Werte zeigen das bekannte Phänomen, daß hinsichtlich der Bevölkerungsgesundheit zwischen den Entwicklungsländer-Regionen beträchtliche Unterschiede bestehen. Ausgesprochen schlecht ist der Gesundheitsstatus in den Ländern des südlichen Afrika, während die lateinamerikanischen und karibischen Länder (ausgenommen Haiti) im Durchschnitt vergleichsweise gut dastehen.

Von den 10 Ländern am oberen Ende der "Gesundheitshierarchie" sind 7 aus Lateinamerika und der Karibik, und von den 10 Ländern am unteren Ende sind 9 aus dem Afrika südlich der Sahara.

Die Länder in Tabelle 5 sind in fallender Rangfolge nach der Höhe ihres g^* -Wertes geordnet. Vergleicht man die Ländernummern mit den in Klammern stehenden Rangzahlen des Pro-Kopf-Einkommens (BSP pro Kopf in

Tab. 5: Geschätzte Beobachtungswerte der "Bevölkerungsgesundheit" (g*)
(PKE-Rangzahlen in Klammern)

1. Chile	1,69	(1)	39. Indien	-0,09	(46)
2. Trinidad und Tobago	1,63	(15)	40. Guatemala	-0,11	(24)
3. Uruguay	1,58	(4)	41. Ghana	-0,27	(48)
4. Mexiko	1,51	(6)	42. Bangladesch	-0,29	(60)
5. Jordanien	1,46	(28)	43. Gabun	-0,39	(12)
6. Argentinien	1,37	(2)	44. Madagaskar	-0,40	(65)
7. Libanon	1,35	(17)	45. Benin	-0,41	(56)
8. Kolumbien	1,27	(11)	46. Côte d'Ivoire	-0,42	(44)
9. Costa Rica	1,23	(13)	47. Kongo, Rep.	-0,49	(55)
10. Mauritius	1,14	(3)	48. Lesotho	-0,52	(36)
11. Malaysia	1,14	(7)	49. Sambia	-0,52	(64)
12. Jamaika	1,13	(29)	50. Malawi	-0,56	(71)
13. Brasilien	1,12	(16)	51. Pakistan	-0,65	(50)
14. Panama	1,11	(10)	52. Jemen, Rep.	-0,69	(69)
15. Thailand	1,10	(14)	53. Kenia	-0,69	(58)
16. Philippinen	1,00	(26)	54. Nigeria	-0,69	(66)
17. Venezuela	0,99	(5)	55. Kamerun	-0,73	(43)
18. Dominikan. Rep.	0,94	(21)	56. Senegal	-0,78	(45)
19. Tunesien	0,93	(19)	57. Zentralafrikan. Rep.	-0,80	(53)
20. China	0,93	(32)	58. Ruanda	-0,83	(73)
21. Iran, Islam. Rep.	0,88	(18)	59. Gambia	-0,87	(52)
22. Peru	0,88	(22)	60. Laos	-0,89	(54)
23. Indonesien	0,72	(27)	61. Papua-Neuguinea	-0,89	(38)
24. Paraguay	0,67	(25)	62. Burkina Faso	-1,01	(62)
25. Bolivien	0,65	(35)	63. Togo	-1,04	(51)
26. Ecuador	0,61	(20)	64. Guinea	-1,08	(42)
27. Sri Lanka	0,61	(37)	65. Uganda	-1,10	(59)
28. Syrien, Arab. Rep.	0,56	(33)	66. Nepal	-1,14	(61)
29. Simbabwe	0,54	(40)	67. Burundi	-1,18	(74)
30. Honduras	0,47	(39)	68. Mali	-1,18	(70)
31. Nicaragua	0,42	(41)	69. Mosambik	-1,21	(72)
32. Südafrika	0,40	(9)	70. Mauretanien	-1,25	(47)
33. Botsuana	0,34	(8)	71. Äthiopien	-1,34	(75)
34. Algerien	0,33	(23)	72. Angola	-1,35	(68)
35. El Salvador	0,26	(34)	73. Haiti	-1,46	(57)
36. Vietnam	0,21	(49)	74. Tschad	-1,95	(63)
37. Ägypten	0,15	(31)	75. Sierra Leone	-2,02	(76)
38. Marokko	0,12	(30)	76. Niger	-2,15	(67)

PPP-\$, 1997), so zeigen sich bei einigen Ländern auffallend große Rangunterschiede. Drei Länder (5. Jordanien, 44. Madagaskar, 50. Malawi) weisen einen g^* -Rang auf, der mehr als 20 Plätze vor dem PKE-Rang liegt; und bei sechs Ländern (32. Südafrika, 33. Botsuana, 43. Gabun, 61. Papua-Neuguinea, 64. Guinea, 70. Mauretanien) liegt der g^* -Rang mehr als 20 Plätze hinter dem PKE-Rang.

Im ganzen gesehen liegen die Einstufungen jedoch recht dicht beieinander, besteht zwischen Pro-Kopf-Einkommen und Bevölkerungsgesundheit über alle 76 Entwicklungsländer gesehen ein starker positiver Zusammenhang; der Rangkorrelationskoeffizient von Spearman hat den Wert $r_s = 0,86$.

In der Entwicklungsländer-Literatur findet sich hin und wieder die Meinung, der Gesundheitsstatus der Bevölkerung sei ein aussagekräftigerer Entwicklungsindikator als das üblicherweise verwendete Pro-Kopf-Einkommen. Prominenter Vertreter dieser These ist der Wohlfahrtstheoretiker *Amartya Sen*, der als Maß für die sozio-ökonomische Entwicklung die durchschnittliche Lebenserwartung vorschlägt.¹⁷ Welche wohlfahrtstheoretischen Argumente auch immer für einen solchen Vorschlag sprechen mögen, nach den hier vorgelegten Ergebnissen gelangt man mit dem an der Bevölkerungsgesundheit orientierten Meßkonzept zu keiner grundsätzlich anderen Einschätzung der internationalen Unterschiede des Entwicklungsstandes als mit dem Pro-Kopf-Einkommen. Gleichwohl ist doch eine Anzahl Länder nach ihrem Gesundheitsstatus deutlich anders einzustufen als nach ihrem Pro-Kopf-Einkommen. Das könnte ein Hinweis darauf sein, daß die Länder die Ergebnisse ihres Wirtschaftswachstums in unterschiedlicher Weise genutzt haben. Während einige Länder gemessen an ihrem Pro-Kopf-Einkommen schon einen beachtlichen Gesundheitsstatus erreicht haben, bestehen bei anderen Ländern vermutlich noch Spielräume, durch mehr und verbesserten Ressourceneinsatz im Bildungs- und Gesundheitswesen die Bevölkerungsgesundheit nachhaltig zu verbessern.

¹⁷ Vgl. *A. Sen*, Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure, in: *The Economic Journal*, Vol. 108 (1998), S. 4 ff; *Derselbe*, Health in Development, in: *Bulletin of the World Health Organization*, Vol. 77 (1999), S. 619 ff.

Literatur

- Anderson, T. W.*, An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, 2. Aufl., New York 1984.
- Breyer, F. und P. Zweifel*, Gesundheitsökonomie, 2. Aufl., Berlin 1997.
- Browne, M. W. and R. Cudeck*, Alternative Ways of Assessing Model Fit, in: *K. A. Bollen and J. S. Long* (eds.), Testing Structural Equation Models, London 1993, S. 136 - 162.
- Goldberger, A. S.*, Unobservable Variables in Econometrics, in: *P. Zarembka* (ed.), Frontiers in Econometrics, London 1974, S. 193 - 213.
- Hauser, R. M. and A. S. Goldberger*, The Treatment of Unobservable Variables in Path Analysis, in: *H. L. Costner* (ed.), Sociological Methodology 1971, London 1971, S. 81 - 117.
- Jöreskog, K. G. and A. S. Goldberger*, Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variable, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 70 (1975), S. 631 - 639.
- Jöreskog, K. G. and D. Sörbom*, LISREL 8: User's Reference Guide, Chicago 1996.
- Judge, G. G., W. E. Griffith, R. C. Hill, H. Lütkepohl and T.-C. Lee*, The Theory and Practice of Econometrics, 2. Aufl., New York 1985.
- Lawley, D. N. and A. E. Maxwell*, Factor Analysis as a Statistical Method, 2. Aufl., London 1971.
- Menges, G.*, Die statistische Adäquation, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 197 (1982), S. 289 - 307.
- Rao, D. N. and R. L. Bhat*, Estimation of A Community Health Status Index on the Basis of a MIMIC Model, in: Indian Economic Review, Vol. 26 (1991), S. 51 - 63.
- Scholing, E.*, Gesundheit in Entwicklungsländern und ihre sozioökonomischen Bestimmungsfaktoren, Stuttgart 1994.
- Scholing, E.*, Einkommenselastizitäten der Ernährung in Entwicklungsländern, in: *H.-B. Schäfer* (Hg.), Bevölkerungsdynamik und Grundbedürfnisse in Entwicklungsländern, Berlin 1995, S. 173 - 187.
- Sen, A.*, Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure, in: The Economic Journal, Vol. 108 (1998), S. 1 - 25.
- Sen, A.*, Health in Development, in: Bulletin of the World Health Organization, Vol. 77 (1999), S. 619 - 623.
- Strauss, J. and D. Thomas*, Health, Nutrition, and Economic Development, in: The Journal of Economic Literature, Vol. 36 (1998), S. 766 - 817.
- Van Vliet, R. C. J. A. and B. M. S. Van Praag*, Health Status Estimation on the Basis of MIMIC-Health Care Models, in: Journal of Health Economics, Vol. 6 (1987), S. 27 - 42.
- WHO*, The World Health Report 1999, Genf 1999.
- WHO*, World Health Organization Report on Infectious Diseases. Removing Obstacles to Healthy Development, Genf 1999.
- World Bank*, World Development Indicators 1999 (CD-ROM), Washington 1999.