

Prof. Dr. Peter Schmidt

LISREL V -

Ein Programm zur Analyse komplexer Kausal-
strukturen bei experimentellen und nicht-
experimentellen Forschungsdesigns.

Kurzfassung

In diesem Beitrag wird eine Einführung in das Programm LISREL V gegeben. Nach einer Darstellung der Anwendungsmöglichkeiten von LISREL wird das dem Programm zugrunde liegende statistische Modell dargestellt, wobei der Schwerpunkt auf den Neuerungen der Version V liegt. Nach einer kompakten Vorstellung des Aufbaus der Steuerkarten für das Programm werden drei Anwendungsmodelle ausführlich beschrieben. Im ersten Anwendungsbeispiel wird die Benutzung der automatischen Startwerte demonstriert. Im zweiten Anwendungsmodell wird die Umsetzung eines komplexen inhaltlichen Kausalmodells in die acht Matrizen eines LISREL-Modells und die Schätzung der Koeffizienten dargestellt. Im dritten Anwendungsbeispiel wird das gleiche Modell unter Verwendung von Korrelationen gerechnet, die nur Ordinalskalenniveau der gemessenen Variablen voraussetzen und die Ergebnisse mit denen des zweiten Modells verglichen. Den Abschluß der Arbeit bildet ein kurzer Abschnitt über geplante Weiterentwicklungen in Version VI des Programms.

1. Einführung

Strukturgleichungsmodelle haben sich inzwischen bei einer Vielzahl substanzwissenschaftlicher Probleme als nützlich erwiesen. Modelle dieses Typs wurden auf makroökonomische Probleme, Intergenerationenmobilität, Diskriminierung auf Grund von Geschlecht, Hautfarbe bzw. Staatsangehörigkeit, Schulleistung, Einstellungsdeterminanten und die Evaluation sozialer Programme angewendet. Die dabei verwandten Modelle bzw. Methoden erscheinen allerdings oft unter unterschiedlichen Namen. So werden sie u.a. Simultangleichungsmodelle, Kausalmodelle, Pfadmodelle, Dependenzmodelle, Strukturgleichungsmodelle, konfirmatorische Faktorenanalysen, cross-lagged-panel correlations u.a.m. genannt.

Das LISREL-Modell wurde von Jöreskog (1973) eingeführt. Neuere Darstellungen finden sich in Jöreskog (1977, 1978, 1981a) und in Jöreskog/Sörbom (1979) sowie Jöreskog/Wold (1982). Übersichten über die Anwendungen in der Soziologie geben Bielby/Hauser (1977), in der Psychologie Bentler (1980), in der Sozialpsychologie Reis (1982), im Marketing Bagozzi (1980). Deutschsprachige Darstellungen finden sich bei Weede (1977), Möbus (1982), Hildebrandt (1983), Jagodzinski (1983).

LISREL als Modell kann sowohl auf Querschnitts- als auch auf Längsschnittdaten (vgl. Kessler/Greenberg 1980) angewandt werden. Der Typ der Kausalbeziehungen kann rekursiv wie nichtrekursiv sein. Es können sowohl experimentelle als auch nichtexperimentelle Fragestellungen bearbeitet werden. Weiter können auch Daten, die aus unterschiedlichen Skalierungen (vgl. Wegener 1983) bzw. mit Inhaltsanalysen gewonnen werden (vgl. Weber 1983), verarbeitet werden. Neben einer Darstellung des LISREL-Modells sollen die Neuerungen des Programms LISREL V und deren Anwendung auf drei inhaltliche Modelle im Mittelpunkt dieser Arbeit stehen.

Die Neuerungen lassen sich kompakt so zusammenfassen:

1. eine neue Prozedur zur automatischen Erstellung der Startwerte der zu schätzenden Parameter;
2. Unweighted Least Squares (ULS) als alternatives Schätzverfahren zur Maximum-Likelihood-Schätzmethode, bei dem keine Annahme der Normalverteilung mehr nötig ist;
3. neue deskriptive Maße für die Gesamtanpassung des Modells: Goodness of Fit Index and Root Mean Square Residual;

4. neue Maße für die Beurteilung des Fits einzelner Parameter: Q-Plot der normalisierten Residuen und Modifikationsindex;
5. Determinationskoeffizienten für die beobachteten und latenten Variablen sowie das gesamte Meßmodell und das gesamte Strukturmodell;
6. Koeffizienten für totale kausale Effekte (reduced form coefficients) zwischen allen relevanten Variablen sowie Stabilitätsindex für nicht-rekursive Modelle;
7. polychorische und polyserielle Korrelationen ordinal gemessene Indikatoren quantitativer latenter Variablen.

2. Das LISREL-Modell

2.1. Notation, formale Darstellung und Schätzung

Ausgangspunkt der Konstruktion von LISREL-Modellen bilden explizit formulierte verbale Hypothesen, die kausale Zusammenhänge zwischen Variablen enthalten. Die Formulierung eines expliziten theoretischen Rahmens ist somit eine unbedingte Voraussetzung für die Anwendung des Modells und des Programms. Die praktische Vorgehensweise bei der Konstruktion eines LISREL-Modells kann in zwei Schritte aufgeteilt werden:

1. Überführen der verbal formulierten Hypothesen in ein graphisches Modell, das sogenannte Pfaddiagramm.
2. Aus dem Pfaddiagramm können nach bestimmten Regeln (vgl. Heise 1975) die entsprechenden Gleichungen bzw. Matrizengleichungen abgeleitet werden.

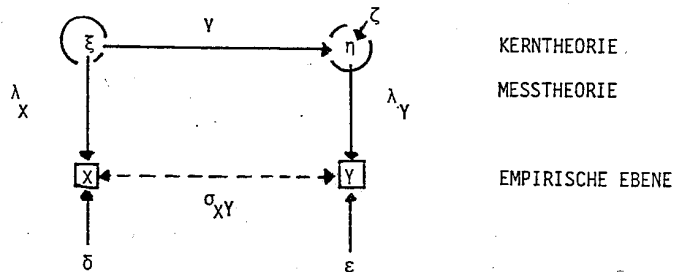
Zur Formalisierung der kausalen Beziehungen werden unterschiedliche Typen von Variablen unterschieden. Zunächst wird zwischen exogenen (unabhängigen) und endogenen Variablen unterschieden. Exogen sind solche Variablen, die in einem gegebenen Modell nur als erklärende bzw. unabhängige Variable auftreten. In dem Pfaddiagramm gehen von diesem Variablentyp nur Pfade aus. Endogene Variablen werden hingegen durch andere Variablen im Modell erklärt, wobei dies sowohl exogene als auch kausal vorhergehende endogene Variablen sein können. Endogene Variablen können somit sowohl erklärende, d.h. unabhängige Variablen als auch erklärte abhängige Variablen sein. Eine weitere Unterscheidung bezieht sich auf die im Rahmen des jeweiligen Modells zu treffende Feststellung, welche der Variablen als direkt beobacht-

bar und welche als latente nicht direkt meßbare Variable zu sehen sind. Beispielsweise werden Einstellungen meist als latente Variablen angesehen, während die Reaktionen eines Befragten auf eine Frage in einem Fragebogen als direkt beobachtbare Variable angesehen werden.

Die Residuen der latenten endogenen Variablen und der beobachtbaren Variablen (Indikatoren) stehen für den Anteil der Varianz dieser Variablen, der nicht durch die erklärenden Variablen determiniert ist.

Schematisch kann das LISREL-Modell an einem ganz einfachen Beispiel erläutert werden.

Abb. 1: Das allgemeine LISREL-Modell



- wobei:
- ξ = latente exogene Variable
 - η = latente endogene Variable
 - ζ = Residuum der latenten endogenen Variable
 - γ = Regressionskoeffizient von ξ auf η
 - x = Indikator der latenten exogenen Variable
 - y = Indikator der latenten endogenen Variable
 - δ = Meßfehler des x -Indikators
 - ϵ = Meßfehler des y -Indikators
 - λ_x = Faktorenladung von x auf ξ
 - λ_y = Faktorenladung von y auf η
 - σ_{xy} = Kovarianz zwischen den Indikatoren x, y

Für die Pfadmodelle gelten folgende Konventionen: Beobachtete Variablen werden durch Quadrate dargestellt, während latente Variablen durch Kreise symbolisiert werden. Die latenten Variablen (Konstrukte) werden durch

griechische Buchstaben bezeichnet, während beobachtete Variablen durch lateinische Buchstaben gekennzeichnet sind. Durch die Richtung der Pfade wird die Richtung der postulierten kausalen Beziehung symbolisiert. Durchbrochene Linien mit Doppelpfeilen kennzeichnen hingegen korrelative Beziehungen.

Kompakt lassen sich die Variablenvektoren und die acht Matrizen in den folgenden zwei Tabellen darstellen.

Tabelle 1: Variablenvektoren

Name im Programm	Vektor	Bedeutung
ETA	η'	= Vektor der wahren (theoretischen) endogenen Variablen
KSI	ξ'	= Vektor der wahren (theoretischen) exogenen Variablen
Y	Y'	= Vektor der gemessenen endogenen Variablen
X	X'	= Vektor der gemessenen exogenen Variablen
ZETA	ζ'	= Vektor der Residuen der wahren endogenen Variablen
EPSILON	ϵ'	= Vektor der Residuen der gemessenen endogenen Variablen
DELTA	δ'	= Vektor der Residuen der gemessenen exogenen Variablen

Tabelle 2: Die acht Matrizen des LISREL-Modells

Kausale Richtung	Name im Programm	Vektor	Bedeutung
$\xi \rightarrow \eta$	GAMMA	Γ	= Matrix der Koeffizienten der wahren exogenen Variablen
$\eta \rightarrow \eta$	BETA	B	= Matrix der Koeffizienten der wahren endogenen Variablen
$\xi \text{ --- } \xi$	PHI	Φ	= Varianz-Kovarianzmatrix der wahren exogenen Variablen
$\zeta \text{ --- } \zeta$	PSI	Ψ	= Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen der endogenen wahren Variablen
$\eta \rightarrow Y$	LAMBDA Y	Δ_Y	= Matrix der Faktorenladungen der gemessenen endogenen Variablen auf den wahren endogenen Variablen
$\xi \rightarrow X$	LAMBDA X	Δ_X	= Matrix der Faktorenladungen der gemessenen exogenen Variablen auf den wahren exogenen Variablen

Kausale Richtung	Name im Programm	Vektor	Bedeutung
$\delta \text{ --- } \delta$	THETA DELTA	θ_{δ}	= Kovarianzmatrix der Residuen der beobachteten endogenen Variablen
$\varepsilon \text{ --- } \varepsilon$	THETA EPSILON	θ_{ε}	= Kovarianzmatrix der Residuen der beobachteten endogenen Variablen

wobei: \longrightarrow = Richtung des kausalen Einflusses bedeutet
 --- = korrelativer Zusammenhang bedeutet

Mit Hilfe von LISREL können gleichzeitig Hypothesen zwischen theoretischen Konstrukten und Korrespondenzhypothesen, zwischen theoretischen Konstrukten und beobachteten Variablen geprüft werden. Darüber hinaus können auch nichtreursive Beziehungen zwischen den endogenen Konstrukten sowie Mittelwerte der latenten Variablen geschätzt werden. LISREL stellt somit eine Kombination faktorenanalytischer Theorie mit dem Regressionsansatz dar. Es erlaubt sowohl Meßfehler (errors of measurement) als auch unerklärte Varianz in den theoretischen endogenen Variablen (errors in equations) und ermittelt beides unabhängig voneinander.

LISREL-Modelle bestehen aus drei Komponenten:

1. Strukturgleichungsmodell

In ihm werden die Beziehungen zwischen den latenten nicht direkt meßbaren Variablen spezifiziert. Das Strukturgleichungsmodell enthält die Kerntheorie (vgl. Lakatos 1970, Hempel 1974).

2. Meßmodell

Es enthält die Beziehungen zwischen den latenten und den beobachteten Variablen. Das Meßmodell repräsentiert die Meßtheorie, d.h. die Korrespondenzhypothesen.

3. Annahmen

Die Annahmen beziehen sich sowohl auf das Struktur- als auch das Meßmodell. Hierzu gehören u.a. die Annahmen über die verschiedenen Fehler und deren Kovariation, die Annahme der Multinormalverteilung der beobachteten Variablen und die Annahme über das Skalenniveau der beobachteten und latenten Variablen (vgl. Jöreskog/Sörbom 1982).

Bei Analysen einer einzigen Stichprobe wird selten Interesse an der Schätzung des Mittelwerts der latenten Variablen sein. Daher wird zunächst davon ausgegangen, daß alle Variablen als Abweichungen vom Mittelwert gemessen sind und somit die Konstante entfällt. Zwei Modifikationen dieses Modells erscheinen jedoch wichtig. Zum einen die Berücksichtigung der Schätzung der Mittelwerte der latenten Variablen, wie sie bei Analysen mehrerer Stichproben mit den gleichen gemessenen Variablen relevant ist. Ein Beispiel hierfür ist der Vergleich der kognitiven Fähigkeiten von Jugendlichen im Head Start Summer Program (vgl. Sörbom 1982). Solche Gruppenvergleiche sind sowohl bei der Analyse experimenteller Daten (vgl. z.B. Rosch/Schmidt 1982) als auch bei interkulturellen Vergleichen, wie sie z.B. Munck (1980) mit LISREL durchführt, angebracht. Zum anderen die Generalisierung des normalen LISREL-Modells, wodurch eine Reihe zusätzlicher Kausalpfade getestet werden kann, die im normalen Modell a-priori Null gesetzt sind (vgl. Graff/Schmidt 1982). Behandeln wir aber zunächst das klassische Modell.

Das Strukturgleichungsmodell hat die Form:

$$(1) \quad \eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$$

wobei:

B der $(m \times m)$ Koeffizientenmatrix entspricht, die die kausalen Beziehungen zwischen den endogenen Konstrukten (η) beschreibt.

Γ der $(m \times n)$ Koeffizientenmatrix entspricht, die die kausalen Beziehungen zwischen den exogenen (ξ) und endogenen (η) Konstrukten beschreibt.

η dem $(m \times 1)$ Spaltenvektor der endogenen Konstrukte

ξ dem $(n \times 1)$ Spaltenvektor der exogenen Konstrukte

ζ dem $(m \times 1)$ Spaltenvektor der Fehlerterme in den Strukturgleichungen

m der Anzahl der endogenen Konstrukte

n der Anzahl der exogenen Konstrukte

Die Strukturgleichung (1) hat eine andere Form als in LISREL IV. Die Matrix B hat in LISREL V Nullen in der Hauptdiagonalen und enthält die direkten kausalen Effekte jeder ETA-Variablen auf eine andere ETA-Variablen. Daher sind auch in LISREL V im Gegensatz zu LISREL IV die Vorzeichen von B im output korrekt und müssen nicht umgedreht werden.

Da die latenten exogenen und endogenen Variablen nicht als direkt meßbar angesehen werden, benötigt man ein Meßmodell. Das Meßmodell entspricht dem Grundmodell der Faktorenanalyse mit den Faktoren η und ξ .

Das Meßmodell besteht aus zwei Matrixgleichungen und hat die Form:

$$(2) \quad \underline{y} = \underline{\Lambda}_y \underline{\eta} + \underline{\varepsilon}$$

$$(3) \quad \underline{x} = \underline{\Lambda}_x \underline{\xi} + \underline{\delta}$$

wobei:

- \underline{y} dem (pX1) Spaltenvektor der Indikatoren der latenten endogenen Variablen
- \underline{x} dem (qX1) Spaltenvektor der Indikatoren der latenten exogenen Variablen
- $\underline{\Lambda}_y$ der (pXm) Matrix der Faktorenladungen von \underline{y} auf $\underline{\eta}$
- $\underline{\Lambda}_x$ der (qXn) Matrix der Faktorenladungen von \underline{x} auf $\underline{\xi}$
- $\underline{\varepsilon}$ dem (pX1) Spaltenvektor der Meßfehler in \underline{y}
- $\underline{\delta}$ dem (qX1) Spaltenvektor der Meßfehler in \underline{x}

Zur Analyse mit LISREL ist zusätzlich noch die Struktur der folgenden Matrizen festzulegen.

- Φ der (nXn) Kovarianzmatrix von $\underline{\xi}$
- Ψ der (mXm) Kovarianzmatrix des Fehlers in den Gleichungen sowie
- θ_{ε}^2 der (pXp) Kovarianzmatrix von $\underline{\varepsilon}$ und
- θ_{δ}^2 der (qXq) Kovarianzmatrix von $\underline{\delta}$

Für das Meßmodell werden folgende Annahmen getroffen:

$$\text{und} \quad \begin{matrix} E(\underline{\varepsilon}) = \underline{0} & E(\underline{\delta}) = \underline{0} & E(\underline{\eta}\underline{\eta}') = \underline{0} \\ E(\underline{\xi}\underline{\xi}') = \underline{\Phi} & E(\underline{\eta}) = \underline{0} & E(\underline{\xi}) = \underline{0} \end{matrix}$$

$$E(\underline{\delta}\underline{\delta}') = \theta_{\delta}^2 = E(\underline{\varepsilon}\underline{\varepsilon}') = \theta_{\varepsilon}^2 = \underline{0}$$

wobei E = Erwartungswert

Das heißt, man nimmt an, daß 1. die Meßfehler untereinander unkorreliert sind, 2. die Meßfehler nicht mit den Konstrukten in den Meßmodellen korrelieren und 3. Erwartungswerte der Konstrukte und der Meßfehler Null sind.

Für das Strukturmodell wird angenommen, daß der Erwartungswert der Residuen in den Gleichungen Null ist und sie nicht mit den exogenen latenten Variablen korrelieren:

$$E(\underline{\zeta}) = \underline{0} \quad \text{und} \quad E(\underline{\xi}\underline{\xi}') = \underline{\Phi}$$

und darüber hinaus, daß

\underline{B} Nullen in der Hauptdiagonale aufweist sowie $\underline{I}-\underline{B}$ nicht singular ist.

Wegen der Kombination der beiden Gleichungssysteme innerhalb eines Modells sind noch einige Zusatz-Annahmen einzuführen:

$$\begin{matrix} E(\underline{\delta}\underline{\varepsilon}') = \underline{0} & E(\underline{\eta}\underline{\delta}') = \underline{0} & E(\underline{\zeta}\underline{\delta}') = \underline{0} \\ E(\underline{\zeta}\underline{\varepsilon}') = \underline{0} & E(\underline{\xi}\underline{\varepsilon}') = \underline{0} & \end{matrix}$$

D.h. daß die Meßfehler weder mit anderen Konstrukten noch mit den Residuen des Strukturgleichungssystems korrelieren.

Es folgt nun aus den oben gemachten Annahmen (vgl. Jöreskog/Sörbom 1982), daß die Kovarianzmatrix Σ (p + q) x (p + q) von $\underline{Z} = (\underline{y}', \underline{x}')$ (Rohdatenmatrix) folgende Form hat (vgl. zu einer Herleitung Schmidt 1977):

$$(4) \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \underline{\Lambda}_y(\underline{I}-\underline{B})^{-1}(\underline{\Gamma}\underline{\Gamma}' + \underline{\Psi})(\underline{I}-\underline{B}')^{-1}\underline{\Lambda}_y' + \theta_{\varepsilon} & \underline{\Lambda}_y(\underline{I}-\underline{B})^{-1}\underline{\Gamma}\underline{\Phi}\underline{\Lambda}_x' \\ \underline{\Lambda}_x\underline{\Phi}\underline{\Gamma}'(\underline{I}-\underline{B}')^{-1}\underline{\Lambda}_y' & \underline{\Lambda}_x\underline{\Phi}\underline{\Lambda}_x' + \theta_{\delta} \end{bmatrix}$$

Die Elemente von Σ sind Funktionen der Elemente der acht Matrizen des vollständigen LISREL-Modells, d.h. von $\underline{\Lambda}_y$, $\underline{\Lambda}_x$, \underline{B} , $\underline{\Gamma}$, $\underline{\Phi}$, $\underline{\Psi}$, θ_{ε} und θ_{δ} . In den jeweiligen Anwendungen und Submodellen sind einige der Elemente a-priori festgesetzt auf bestimmte Werte, während andere frei sind und erst an den Daten geschätzt werden. Allgemein sind folgende Möglichkeiten der Parameterfestlegung vorhanden:

1. Feste Parameter

Dies sind Parameter, denen a-priori ein fester Wert zugeordnet ist.

- a) in mehrstufigen Kausalmodellen wird man a-priori bestimmte Koeffizienten gleich Null setzen, weil aus theoretischen Gründen bestimmte Variablen keinen direkten Effekt auf kausal nachfolgende Variablen haben sollen.
- b) Darüber hinaus wird man z.B. bei Kreuzvalidierungen überprüfen wollen, ob die Höhe der Koeffizienten in zwei Stichproben stabil bleibt. Man setzt also beispielsweise a-priori für die 2. Stichprobe $Y = .6 X$.

2. Begrenzte Parameter

Dies sind Parameter, deren Wert gleich dem Wert eines anderen Parameters sein soll.

- Man spezifiziert aus theoretischen Gründen, daß der Einfluß zweier unabhängiger Variablen gleich sein soll, d.h. $\beta_1 = \beta_2$.
- Man will empirisch prüfen, ob die Gewichte der Items auf einem Faktor tatsächlich gleich sind, d.h. $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_i$.

3. Freie Parameter

Dies sind Parameter, die unbekannt sind und erst an den Daten geschätzt werden sollen.

Die Parametertypen 1 und 2 werden als a-priori-Restriktionen bei der Schätzung der freien Parameter an den Daten berücksichtigt.

Die Schätzung der freien Parameter des Modells besteht im Kern in der Anpassung der geschätzten Varianz-Kovarianzmatrix (Gleichung 4), wie sie das Modell impliziert an die beobachtete Kovarianzmatrix S .

Im Gegensatz zu LISREL IV, welches nur Maximum-Likelihood-Schätzungen ermöglichte, bietet LISREL V drei unterschiedliche Schätzverfahren an:

- Anfangsschätzungen (Initial Estimates = IE)
- Methode der ungewichteten kleinsten Quadrate (Unweighted Least Squares = ULS)
- Maximum-Likelihood-Schätzung (Maximum-Likelihood estimates = ML)

Alle drei Methoden geben konsistente Schätzer, unterscheiden sich aber hinsichtlich einer Reihe anderer Punkte.

Die ULS-Schätzer und die ML-Schätzer werden durch eine iterative Prozedur gewonnen, welche durch schrittweise Verbesserung der Parameterschätzungen beginnend mit den Anfangsschätzungen eine bestimmte Schätzfunktion minimiert.

Die Schätzfunktion für die ULS-Methode lautet:

$$(5) \quad F = \frac{1}{2} \text{tr} (S - \Sigma)^2$$

Die Schätzfunktion für die ML-Methode lautet:

$$(6) \quad F = \log \Sigma + \text{tr} (\Sigma^{-1} S) - \log S - (p + q)$$

wobei Σ , S die Determinante von Σ bzw. S bezeichnet und tr die Spur der entsprechenden Matrix.

Beide Schätzfunktionen werden als Funktion der freien Parameter in den acht Matrizen Λ_y , Λ_x , B , Γ , Φ , Ψ , Θ_ϵ , Θ_δ betrachtet und im Hinblick auf sie minimiert. Beide Schätzfunktionen sind nicht negativ und nur dann gleich Null, wenn die Anpassung des Modells perfekt ist, d.h. wenn die auf Grund des Modells geschätzten Kovarianzen (Korrelationen) gleich den beobachteten Kovarianzen (Korrelationen) sind.

2.2. Neue Maße im output von LISREL V

Im Programm LISREL V gibt es drei Maße, um die Gesamtanpassung des Modells zu beurteilen.

Das erste und bereits in früheren Versionen vorhandene Maß ist der Likelihood-Ratio-Test. Die Nullhypothese H_0 postuliert, daß eine durch das Modell erzeugte Kovarianzmatrix Σ und die empirische Kovarianzmatrix S übereinstimmen. H_0 wird gegen die Alternativhypothese H_1 geprüft, daß die empirische Kovarianzmatrix S irgendeine positiv definite Matrix sei. Bei dem Likelihood-Ratio-Test handelt es sich um ein χ^2 -Maß, welches $N-1$ mal dem Minimumwert der geschätzten Funktion für das spezifizierte Modell ist. Die Freiheitsgrade für χ^2 sind:

$$(7) \quad df = \frac{1}{2} k (k + 1) - t$$

wobei: k = Zahl der gemessenen Variablen

t = Zahl der geschätzten freien Parameter

Jöreskog/Sörbom (1982, S.I,39) nennen drei Voraussetzungen für die Anwendung des Tests, die in der Praxis oft nicht gegeben sind:

- Alle gemessenen Variablen weisen eine multivariate Normalverteilung auf.
- Die Analyse basiert auf der Kovarianzmatrix.
- Die Stichprobengröße ist hinreichend groß.

Außerdem weisen sie mit Recht darauf, daß man den χ^2 -Test nicht als formale Teststatistik, sondern wegen des oft geringen theoretischen Vorwissens als Maß für die Anpassung des Modells ansehen sollte, wenn man mehrere Modelle bezüglich Freiheitsgrade und χ^2 vergleicht. Die zwei neuen Maße für den Gesamtfit des Modells sind der Goodness of Fit Index (GFI) und das Root Mean Square Residuum (RMR).

Der Goodness of Fit Index ist definiert als:

$$(8a) \quad GFI = 1 - \frac{\text{tr}(\hat{\Sigma}^{-1}S - I)^2}{\text{tr}(\hat{\Sigma}^{-1}S)^2} \quad \text{für Maximum-Likelihood (ML)}$$

$$(8b) \quad GFI = 1 - \frac{\text{tr}(S - \hat{\Sigma})^2}{\text{tr}(S^2)} \quad \text{für Unweighted Least Squares (ULS)}$$

wobei $\hat{\Sigma}$ die geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix ist.

Der Goodness of Fit Index angepaßt an die Zahl der Freiheitsgrade (AGFI) beträgt:

$$(9) \quad AGFI = 1 - (k(k+1)/2d)(1 - GFI)$$

wobei k = Zahl der gemessenen Variablen und d = Zahl der Freiheitsgrade ist.

Beide Maße sollten zwischen 0 und 1 liegen. GFI ist ein Maß für den relativen Anteil, den das Modell bei den beobachteten Varianzen und Kovarianzen erklären kann. Das Maß ist im Gegensatz zum χ^2 -Test unabhängig von der Stichprobengröße und relativ robust gegen die Verletzung der Normalverteilungsannahme. Allerdings handelt es sich bei diesen Maßen um deskriptive Maße, deren statistische Verteilung unbekannt ist.

$$(10) \quad RMR = 2 \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^i (s_{ij} - \sigma_{ij})^2 / k(k+1)$$

wobei k = die Gesamtzahl der y- und x-Variablen des Modells ist.

RMR ist ein Maß der durchschnittlichen Residualvarianzen und Residualkovarianzen und muß immer in Bezug zu den beobachteten Varianzen und Kovarianzen betrachtet werden.

Das RMR- und das GFI-Maß können dazu verwendet werden, um die Gesamtanpassung zweier Modelle des gleichen Datensatzes zu vergleichen. Das GFI-Maß kann aber darüber hinaus auch zum Vergleich des Fits verschiedener Datensätze verwendet werden.

Eine weitere Neuerung in LISREL V stellt die Bereitstellung von Indices für die Beurteilung der Modellgüte und der Modellmodifikation dar. Hierfür werden zum einen normalisierte Residuen ausgedrückt und ausgeplottet, zum anderen Modifikationsindices für jeden festgelegten Parameter zur Verfügung gestellt.

Normalisierte Residuen und Modifikationsindices sind wie folgt definiert:

Normalisiertes Residuum:

$$(11) \quad \frac{s_{ij} - \sigma_{ij}}{(s_{ii}s_{jj} + s_{ij}^2)/N} = \frac{(s_{ij} - \sigma_{ij}) N}{s_{ii}s_{jj} + s_{ij}^2}$$

Nimmt dabei ein normalisiertes Residuum einen Wert größer zwei an, ist das Modell an der entsprechenden Stelle fehlspezifiziert (vgl. Jöreskog/Sörbom 1981, III,15).

Modifikationsindex für jeden festgelegten (fixed) und begrenzten (constrained) Parameter:

$N/2$ mal dem Verhältnis zwischen dem Quadrat der ersten und dem Quadrat der zweiten Ableitung des entsprechenden Parameters.

Der Modifikationsindex gibt an, um wieviel sich der χ^2 -Wert des Gesamtmodells verringert, wenn eine Restriktion im Modell aufgehoben wird und alle freien Parameter auf ihre geschätzten Werte fixiert bleiben.

Weiter wird in LISREL V die erklärte Varianz (R^2) für jede der endogenen Konstrukte des Strukturmodells und für alle Indikatoren des Meßmodells sowie für das gesamte Struktur- und Meßmodell ausgegeben.

Die Koeffizienten sind wie folgt definiert (Determinationskoeffizient):

Quadrierte multiple Korrelation für die i -te beobachtete Variable:

$$(12) \quad 1 - \theta_{ii} / s_{ii}$$

wobei: θ_{ii} = Fehlervarianz der i -te Variablen

s_{ii} = beobachtete Varianz der i -te Variablen

Determinationskoeffizient für das Meßmodell:

$$(13) \quad 1 - \theta / S$$

wobei: θ die Determinante der Kovarianzmatrix der Fehler θ ist, S die Determinante der Kovarianzmatrix S ist.

Die Koeffizienten sind so normiert, daß sie zwischen Null und 1 liegen.

Determinationskoeffizient für die i -te Strukturgleichung:

$$(14) \quad 1 - \text{VAR}(\zeta_i) / \text{VAR}(\eta_i)$$

Determinationskoeffizient für alle Strukturgleichungen:

$$(15) \quad 1 - \Psi / \text{COV}(\eta)$$

Schließlich erhält man die totalen kausalen Effekte aus der Summe der direkten und aller kausal indirekten Effekte zwischen allen relevanten Variablen

(vgl. Graff/Schmidt 1982) und einen Test auf Stabilität nichtrekursiver Modelle (vgl. Fisher 1970, Schmidt 1980 und Bentler 1983).

In Tabelle 3 sind die verschiedenen Typen kausaler Effekte kompakt zusammengefaßt:

Tabelle 3: Verschiedene Typen totaler kausaler Effekte (Koeffizienten der reduzierten Form)

Kausale Richtung	Matrix	Substantielle Bedeutung
$\xi \rightarrow \eta$	$B^{-1}\Gamma = D$	Totaler kausaler Effekt von ζ auf η (klassische reduzierte Form)
$\eta \rightarrow \eta$	B^{-1}	Totaler kausaler Effekt von η auf η
$\xi \rightarrow x$	Λ_x	Totaler kausaler Effekt von ξ auf x (= direkter kausaler Effekt)
$\xi \rightarrow y$	$\Lambda_y B^{-1} \Gamma$	Totaler kausaler Effekt von ξ auf y
$\eta \rightarrow y$	$\Lambda_y B^{-1}$	Totaler kausaler Effekt von η auf y

3. Submodelle von LISREL

Das LISREL-Modell enthält - wie vorher bereits ausgeführt - über die drei Gruppen von Fehlervariablen hinaus vier Gruppen von Variablen:

1. y-Variablen
2. x-Variablen
3. η -Variablen
4. ξ -Variablen

Für die folgende Diskussion wäre es sinnvoll, die Notation nochmals in Tabelle 4 zusammenzufassen:

Tabelle 4: Notation für die Zahl und Art der Variablen

	Mathematische Notation	LISREL Notation
Zahl der y-Variablen	p	NY
Zahl der x-Variablen	q	NX
Zahl der η -Variablen	m	NE
Zahl der ξ -Variablen	n	NK

Das LISREL-Modell enthält eine Reihe von Submodellen als Spezialfälle. Man erhält ein Submodell dadurch, indem man auf der Modellkarte (vgl. Abschnitt 4) NY, NX, NE oder NK nicht spezifiziert. Mit anderen Worten legt man damit fest, daß bestimmte Variablengruppen für das zu rechnende Modell nicht relevant sind. Als Konsequenz benötigt man dann nur eine Teilmenge der acht Matrizen, die für ein generelles LISREL-Modell notwendig sind.

Eine Übersicht über die verschiedenen Submodelltypen findet sich in Tabelle 5 (vgl. Jöreskog/Sörbom 1981, I,12). Im Unterschied zu Jöreskog und Sörbom haben wir wegen der besseren Anschaulichkeit immer die Ursprungsform der Gleichungen ausgeschrieben.

Tabelle 5: Submodelle in LISREL

Typ	Spezifiziert	Weglaßwert	Modell	Parameter
1	NX,NK	NY,NE	$x = \Lambda_x \xi + \delta$	$\Lambda_x, \Phi, \theta_\delta$
2A	NY,NX	NE,NK	$y = B y + \Gamma x + \zeta$ $y = \Gamma x + \zeta$	$B, \Gamma, \Psi, \Gamma, \Psi$ ($B=0$)
2B	NY	NX,NE,NK	$y = B y + \zeta$	B, Ψ
3A	NY,NE,NK	NX	$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta$ $y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$	$\Lambda_y, B, \Gamma, \Phi, \Psi, \theta_\varepsilon$
3B	NY,NE	NX,NK	$\eta = B \eta + \zeta$ $y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$	$\Lambda_y, B, \Psi, \theta_\varepsilon$

wenn $B=0$, dann $\eta=\zeta$

Gehen wir nun näher auf die einzelnen Submodelle ein.

3.1. Submodell 1

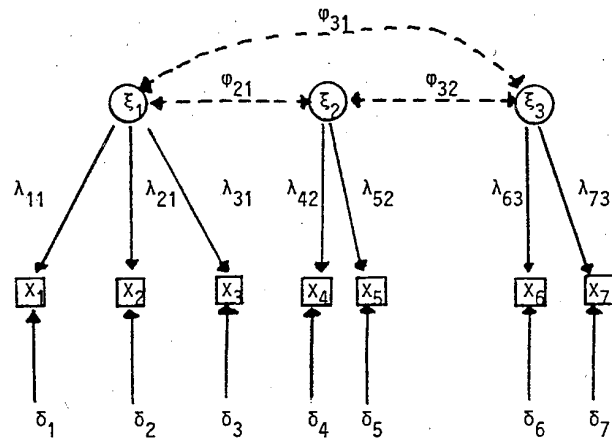
Wenn nur NX und NK spezifiziert sind, nimmt das Programm folgendes Modell an:

$$(16) \quad x = \Lambda_x \xi + \theta_\delta$$

Dies ist ein faktorenanalytisches Modell, bei dem die beobachteten Variablen (x) durch eine oder mehrere latente Variablen (ξ) erklärt werden und keine Kausalbeziehungen zwischen den latenten Variablen angenommen werden. Daher entfällt unser generelles Strukturgleichungsmodell (vgl. Gleichung (1)) sowie unser Meßmodell für y-Variablen (vgl. Gleichung (2)). Man benötigt daher nur drei der acht Parametermatrizen, und zwar: $\Lambda_x, \Phi, \theta_\delta$.

Ein Beispiel für ein solches Modell findet sich in Abb. 2.

Abb. 2: Submodell 1: Konfirmatorische Faktorenanalyse



wobei: ξ_1, ξ_2, ξ_3 = theoretische Konstrukte (Faktoren)
 x_1, x_2, \dots, x_7 = Indikatoren dieser Konstrukte
 $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_7$ = Meßfehler
 $\lambda_{11}, \lambda_{21}, \dots, \lambda_{73}$ = Faktorenladungen
 $\varphi_{21}, \varphi_{31}, \varphi_{32}$ = Faktorenkorrelationen sind

3.2. Submodell 2a und 2b: Univariate und multivariate Regressions- und Pfadanalyse

Wenn nur NY und NX spezifiziert sind, nimmt das Programm folgendes Modell an:

$$(17) \quad y = \beta y + \Gamma x + \zeta \quad \text{wobei: } y = \eta, x = \xi$$

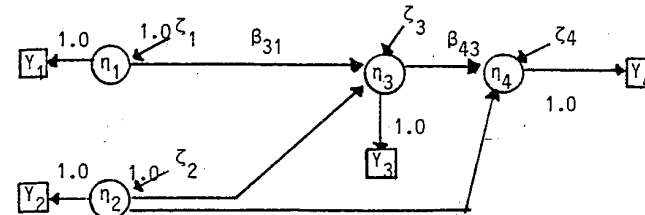
Dies entspricht einem Strukturgleichungsmodell für direkt beobachtete Variablen. Wenn keine kausalen Beziehungen zwischen den endogenen Variablen angenommen werden und somit $B=0$ wird, repräsentiert die zweite Gleichung in der Tabelle das Modell:

$$(18) \quad y = \Gamma x + \zeta$$

Wenn nur NY spezifiziert wird, nimmt man zumindest formal an, daß alle Va-

Legende wie Abb. 3, β_{21} fällt weg.

Abb. 5: Submodell 2b: Multivariate Regression nur mit NY=NE



wobei: η_1, η_2 = exogene Konstrukte, die formal als endogene Konstrukte spezifiziert sind
 η_3, η_4 = endogene Konstrukte
 $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_4$ = Residuen der endogenen Konstrukte
 $\beta_{31} \dots \beta_{43}$ = Koeffizienten der Effekte von η auf η

3.3. Submodell 3a: Faktorenanalyse 2. Ordnung

Wenn nur NY, NE und NK spezifiziert werden, nimmt das Programm folgendes Modell an:

$$(23a) \quad \eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad \text{und} \quad (23b) \quad y = \Lambda_y\eta + \varepsilon$$

wenn $B=0$, dann wird aus der ersten Gleichung

$$(24) \quad \eta = \Gamma\xi + \zeta$$

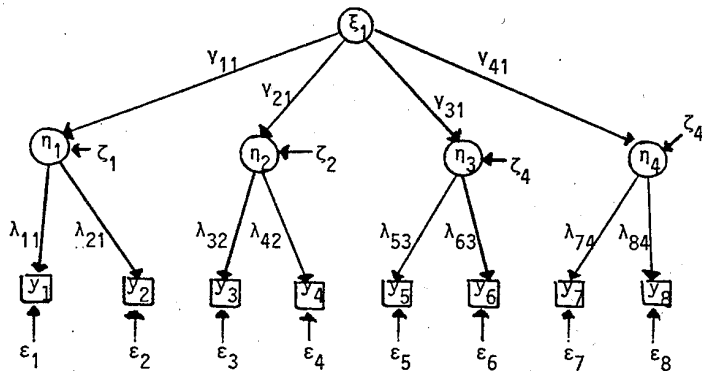
Dies entspricht einem Faktorenanalysemodell 2. Ordnung. Hierbei werden die Faktorenladungen auf dem Faktor 1. Ordnung durch Λ_y und die Faktorenladungen 2. Ordnung durch Γ gegeben. Man beachte hierbei, daß das Programm auch ξ -Variablen verarbeiten kann, für die keine gemessenen Indikatoren vorhanden sind, d.h. keine x-Indikatoren.

Dieses Modell verwendet maximal die folgenden sechs Parametermatrizen:

$$\Lambda_y, B, \Gamma, \Phi, \Psi, \Theta_\varepsilon$$

Graphisch kann das Modell folgendermaßen dargestellt werden:

Abb. 6: Faktorenanalyse zweiter Ordnung



- wobei:
- ξ_1 = Faktor 2. Ordnung
 - $\eta_1 \dots \eta_4$ = Faktoren 1. Ordnung
 - $y_1 \dots y_8$ = Indikatoren der Faktoren 1. Ordnung
 - $\lambda_{11} \dots \lambda_{84}$ = Faktorenladungen auf dem Faktor 1. Ordnung
 - $\varepsilon_1 \dots \varepsilon_8$ = Residuen der y-Indikatoren
 - $\gamma_{11} \dots \gamma_{41}$ = Faktorenladungen auf dem Faktor 2. Ordnung
 - $\zeta_1 \dots \zeta_4$ = Residuen der Faktoren 1. Ordnung

3.4. Submodell 3b: Konfirmatorische Faktorenanalyse

Wenn nur NY und NE gegeben sind, nimmt das Programm folgendes Modell an:

$$(25) \quad \underline{\eta} = \underline{B}\underline{\eta} + \underline{\zeta} \quad \text{und} \quad \underline{y} = \underline{\Lambda}_y \underline{\eta} + \underline{\varepsilon}$$

wenn $B=0$ ist, dann ergibt sich hieraus:

$$(26) \quad \underline{\eta} = \underline{\zeta} \quad \text{und} \quad \underline{y} = \underline{\Lambda}_y \underline{\zeta} + \underline{\varepsilon}$$

Dies ist genau wie bei Submodell 1 eine konfirmatorische Faktorenanalyse. Der Unterschied besteht nur darin, daß sie hier mit y-Variablen statt mit x-Variablen durchgeführt wird.

Die Parametermatrizen, die hier verwendet werden, sind: $\underline{\Lambda}_y, \underline{\Psi}, \underline{\Theta}_\varepsilon$ bzw. \underline{B} bei (25)

Graphisch kann ein solches Modell durch folgendes Beispiel veranschaulicht werden:

riablen endogen sind. Vorhandene exogene Variablen werden einfach mit einem Residuum von 1 spezifiziert, um ihrem Charakter als exogene Variable Rechnung zu tragen.

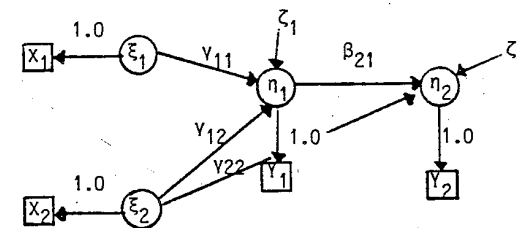
Die entsprechende Gleichung für Submodell 2b lautet:

$$(19) \quad \underline{y} = \underline{B}\underline{y} + \underline{\zeta}$$

Dieses Modell erlaubt aber weit mehr Möglichkeiten als im LISREL V Manual ausgearbeitet sind und muß formal als das generellste LISREL-Modell aufgefaßt werden. Man vergleiche hierzu den späteren Abschnitt über das generalisierte Modell.

Graphisch lassen sich die drei Modelle folgendermaßen darstellen:

Abb. 3: Submodell 2aa: Multivariate Regression mit Kausalbeziehungen zwischen endogenen Variablen



- wobei:
- ξ_1, ξ_2 = exogene Konstrukte
 - x_1, x_2 = Indikatoren dieser Konstrukte
 - η_1, η_2 = endogene Konstrukte
 - y_1, y_2 = Indikatoren dieser Konstrukte
 - ζ_1, ζ_2 = Residuen der endogenen Konstrukte
 - β_{21} = Koeffizienten der Effekte von ξ auf η
 - β_{21} = Koeffizient des Effekts von η_1 auf η_2

Abb. 4: Submodell 2ab: Multivariate Regression ohne Kausalbeziehungen zwischen endogenen Variablen

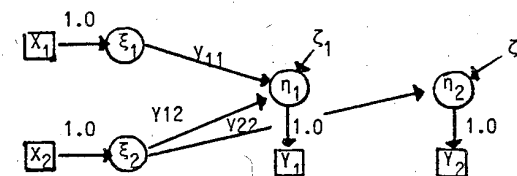
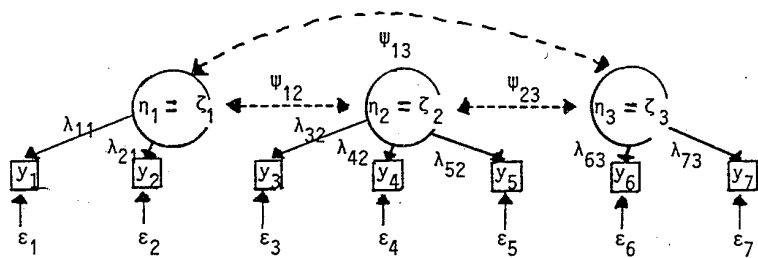


Abb. 7: Konfirmatorische Faktorenanalyse mit y-Indikatoren



wobei: $\eta_1, \eta_2, \eta_3 = \zeta_1, \zeta_2, \zeta_3$ = Faktoren
 $y_1, y_2 \dots y_7$ = Indikatoren der Faktoren
 $\varepsilon_1, \varepsilon_2 \dots \varepsilon_7$ = Residuen der Indikatoren
 $\lambda_{11}, \lambda_{21} \dots \lambda_{73}$ = Faktorenladungen
 $\psi_{12}, \psi_{13}, \psi_{23}$ = Faktorenkorrelationen sind.

3.5. Das generalisierte Modell

Das normale LISREL-Modell enthält eine Reihe impliziter Annahmen und Restriktionen, die bei bestimmten inhaltlichen Modellen unangemessen sind. Drei Typen von Modellen seien hier als Beispiel genannt:

1. Im normalen Modell können wir keine nichtrekursiven Pfade zwischen Konstrukten und Indikatoren spezifizieren. Ein Beispiel hierfür gibt Graff (1979) bei der Spezifikation eines Modells zur Erklärung kognitiver Dissonanz.
2. Im normalen Modell können wir keine direkten kausalen Pfade zwischen Indikatoren spezifizieren, wenn multiple Indikatoren vorhanden sind. Ein Beispiel hierfür sind Modelle für Reihenfolge und Kontexteffekte in der Umfrageforschung.
3. Im normalen Modell können wir keine direkten Effekte zwischen den Indikatoren latenter endogener Variablen und den zeitlich später gemessenen gleichen latenten endogenen Variablen spezifizieren (Test-Retesteffekte).

Das vorher besprochene Submodell 2B ist nicht nur ein Submodell für Regressionsanalysen, wie es im Manual für LISREL V beschrieben ist. Es kann

gleichzeitig als generalisiertes Modell aufgefaßt werden (vgl. ausführlicher Graff/Schmidt 1982).

Mit Hilfe dieses Modells können auch Kausalpfade, wie sie eben angeführt wurden, getestet werden, sofern das Modell identifiziert ist.

4. Aufbau der Steuerkarten für LISREL V

An dieser Stelle kann nur ein sehr kurzer Überblick über die Steuerkarten für das Programm gegeben werden. Für Einzelheiten sei auf das LISREL V Manual hingewiesen (Jöreskog/Sörbom 1981). Ausführlichere deutsche Beschreibungen sind im Druck (Jagodzinski 1983) bzw. in Vorbereitung (Bäumer 1983).

Die formale Struktur der Steuerkarten ist folgendermaßen:

Titelkarte beliebiger Titel

DA	Datenspezifikation (Zahl der Inputvariablen, Zahl der Personen, Art der Matrix, die verarbeitet werden soll, Labels für die Bezeichnung der beobacht. Variablen, evtl. Auswahl bestimmter Variablen aus den Rohdaten bzw. der eingegebenen Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix, Format der Eingabedaten).
MO	Modellspezifikation (Zahl der beobachteten und latenten Variablen, Art der Matrizen)
OU	Output Spezifikation (automatische Startwerte, Schätzverfahren, Parametermatrizen, Standardschätzfehler, t-Werte, technische Einzelheiten zur Minimierung, Q-Plot, Modifikationsindices, standardisierte Lösung etc.

Behandeln wir nun noch kurz, wie die acht Matrizen Δy , Δx , β , Γ , Φ , Ψ , Θ_ε und Θ_ζ auf der Modellkarte des Programms spezifiziert werden. In der Tabelle 6 erhält man eine kompakte Übersicht über die möglichen Formen sowie die Weglaßwerte (defaults values) dieser Matrizen.

Tabelle 6: Parameter Matrizen

(1) Name	(2) Notation	(3) LISREL Name	(4) Ordnung	(5) Mögliche Formen	(6) Weglaß- wert Matrix Form	(7) Weglaß- wert Fixed Free
LAMBDA-Y	Δ_Y	LY	NYxNE	ID, IZ, ZI, DI, FU	FU	FI
LAMBDA-X	Δ_X	LX	NXxNK	ID, IZ, ZI, DI, FU	FU	FI
BETA	β	BE	NExNE	ZE, SD, FU	ZE	FI
GAMMA	Γ	GA	NExNK	ID, IZ, ZI, DI, FU	FU	FR
PHI	Φ	PH	NKxNK	ID, DI, SY, ST	SY	FR
PSI	Ψ	PS	NExNE	ZE, DI, SY	SY	FR
THETA-EPSILON	θ_ϵ	TE	NYxNY	ZE, DI, SY	DI	FR
THETA-DELTA	θ_δ	TD	NXxNX	ZE, DI, SY	DI	FR

Matrix-Formen in Spalte 5 der Tabelle

ZE = 0 (Null-Matrix)

ID = I (Identitätsmatrix)

IZ = $\begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$ oder $\begin{bmatrix} I \\ 0 \end{bmatrix}$ (Partitionierte Identitäts- und Null-Matrix)

ZI = $\begin{bmatrix} 0 & I \end{bmatrix}$ oder $\begin{bmatrix} 0 \\ I \end{bmatrix}$ (Partitionierte Null- und Identitätsmatrix)

DI = eine Diagonalmatrix

SD = eine Subdiagonalmatrix, d.h. eine untere Dreiecksmatrix mit Diagonalelementen

SY = eine symmetrische Matrix, welche nicht in Diagonalform ist

ST = eine symmetrische Matrix mit festgelegten Einsen in der Hauptdiagonale (eine Korrelationsmatrix)

FU = eine rechteckige oder quadratische nichtsymmetrische Matrix

Die Werte IZ, ZI, SD und ST sind neu in LISREL V.

Auf der Modell-Karte kann man beliebige Spezifikationen folgender Form machen: MN = AA, BB

Wobei MN der Name der Matrix ist (Spalte 3 der Tabelle), AA die Form der Matrix darstellt (Spalte 5 der Tabelle) und BB den Typ des Parameters als frei (FR) bzw. fest (FI) bestimmt (Spalte 7 der Tabelle). Sowohl AA als auch BB kann man weglassen. In diesem Fall werden die Weglaßwerte (defaults) der Tabelle verwendet. Die Reihenfolge von AA und BB ist beliebig.

Als letztes soll in Tabelle 7 zusammengefaßt werden, welche Arten von Input-Daten verarbeitet werden können:

Tabelle 7: Arten von Input-Daten

Art der Daten	Abkürzung im Programm	Definition
1. Rohdaten	(RA)	Z (NOxNI)
2. Moment Matrix	(MM)	$M = (1/N) Z'Z$, N=NO
3. Vektor der Mittelwerte	(ME)	$\bar{z} = (1/N) Z'1$
4. Kovarianzmatrix	(CM)	$S = [1/(N-1)] (Z'Z - N\bar{z}\bar{z}')$
5. Standardabweichungen	(SD)	$s = (s_{11}, s_{22}, \dots, s_{pp})$, p=NI
6. Korrelationsmatrix	(KM)	$R = D^{-1} S D^{-1}$

wobei: NO = Zahl der Beobachtungen

NI = Zahl der Indikatoren

Die genauen Steuerkarten für drei Anwendungsmodelle sind in dem Abschnitt über diese Modelle angegeben und ermöglichen dann anschaulicher, die Umsetzung der hier nur kurz dargestellten Steuerkarten für LISREL V nachzuvollziehen.

5. Anwendungsmodelle

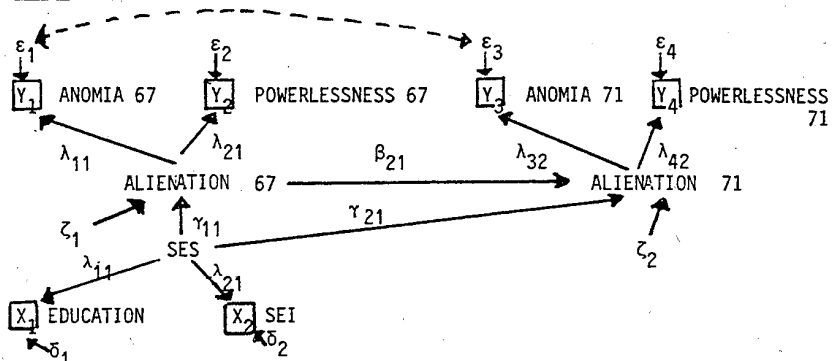
5.1. Modell 1

Wahrscheinlich die wichtigste Neuerung in LISREL V ist die Prozedur zur Schätzung von Startwerten (Anfangsschätzungen) mit Hilfe der Methode der Instrumentvariablen. Mit dieser Prozedur zur automatischen Erzeugung von Anfangsschätzungen kann beträchtlich Rechenzeit eingespart werden, da das Programm die Iterationen nicht mit den vom Benutzer nach Plausibilität eingesetzten Startwerten beginnt. Neben der praktischen Anwendung dieser Prozedur auf inhaltliche Modelle wird die statistische Fundierung dieser Prozedur genauer behandelt bei Hägglund (1980, 1981) und Sörbom/Jöreskog (1983).

Ohne auf die vierstufige Schätzprozedur näher einzugehen (vgl. Jöreskog/Sörbom 1982), geben wir ein Beispiel aus dem LISREL V Manual für das Modell 'Stability of Alientation'.

Das entsprechende Pfaddiagramm zur graphischen Darstellung des Modells hat folgende Form:

Abb. 8: Stabilität der Entfremdung



Die Kovarianzmatrix für dieses Modell findet sich in Tabelle 8.

Tabelle 8: Kovarianzmatrix für das Entfremdungsbeispiel

	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	x_1	x_2
Y_1	11.834					
Y_2	6.947	9.364				
Y_3	6.819	5.091	12.532			
Y_4	7.783	5.028	7.495	9.986		
x_1	-3.839	-3.889	-3.841	-3.625	9.610	
x_2	-21.899	-18.831	-21.748	-18.775	35.522	450.288

Als Input für dieses Modell benötigt man die folgenden LISREL-Steuerkarten:

```

STABILITY OF ALIENATION          MODEL B
DA NI=6 NO=932
CM
*
11.834 6.947 9.364 6.819 5.091 12.532
4.783 5.028 7.495 9.986 -3.839 -3.889
-3.841 -3.625 9.61 -21.899 -18.831
-21.748 -18.775 35.522 450.288
LA
(6AB)
ANOM 67 POWL 67 ANOM 71 POWL 71  EDUC  SEI
MO  NY=4 NX=2 NE=2 NK=1 BE=SD PS=DI TE=SY
    
```

```

FR LY 2 1 LY 4 2 LX 2 1 TE 3 1
ST 1 LY 1 1 LY 3 2 LX 1 1
OU SE TV RS EF VA MI
    
```

In Tabelle 9 finden sich die Anfangswert- und Maximum-Likelihood-Schätzungen. Sie unterscheiden sich nur wenig voneinander.

Tabelle 9: LISREL-Anfangswert- und Maximum-Likelihood-Schätzungen für das Modell in Abb. 1

Parameter	Anfangswertschätzungen	Maximum-Likelihood-Schätzungen
$\lambda_{11}, \lambda_{32}$	1.00	1.03 (0.05)*
λ_{21}	0.96	0.97 (0.05)
λ_{42}	4.98	5.16 (0.42)
β_{21}	0.59	0.62 (0.05)
γ_{11}	-0.57	-0.55 (0.05)
γ_{21}	-0.24	-0.21 (0.05)
ψ_{11}	4.60	4.71 (0.43)
ψ_{22}	3.77	3.87 (0.34)
ϕ_{11}	7.14	6.88 (0.66)
δ_{11}	2.47	2.73 (0.52)
δ_{22}	273.56	266.90 (18.19)
ε_{11}	4.91	5.07 (0.37)
ε_{22}	2.40	2.22 (0.32)
ε_{33}	4.75	4.81 (0.40)
ε_{44}	2.77	2.68 (0.33)
ε_{31}	1.74	1.89 (0.24)

* Die Werte in Klammern sind die Standardschätzfehler.

5.2. Modell 2

Gehen wir nun auf die Spezifikation unseres zweiten Anwendungsmodells näher ein. Zur ausführlichen theoretischen Diskussion vergleiche man Kort-Krieger (1982), Schmidt (1982) und Schmidt/Wolf (1983). Unser Strukturgleichungsmodell (= Kerntheorie) mit den postulierten Beziehungen zwischen den latenten Variablen findet sich in Abb. 9. Da die Variablen in dem Strukturgleichungsmodell latente, d.h. nicht direkt meßbare Variablen sind, müssen wir ein Meßmodell für die 11 Konstrukte spezifizieren. Bei acht Konstrukten steht nur ein Indikator pro Konstrukt zur Verfügung. Bei einem Konstrukt (objektiver Status) gibt es gar keinen direkt meßbaren Indikator, da nach unseren theoretischen Überlegungen die direkt meßbaren Einflußgrößen, Bildung, Einkommen und Berufliche Stellung, Determinanten und nicht Wirkungen des objektiven Status sind (vgl. Blalock 1982). Dies impliziert für alle neun Konstrukte, daß auf Grund von Identifikationsproblemen ein Meßfehler von Null angenommen werden muß. Mit anderen Worten wird eine 1 zu 1 Beziehung vorausgesetzt. Die Meßtheorie findet sich ebenfalls in Abb. 9.

Somit kann das Ausmaß zufälliger und systematischer Meßfehler nur bei den Konstrukten Berufliche Stellung der drei besten Freunde und Wahrnehmung von Klassenkonflikten ermittelt werden, denn bei diesen beiden Konstrukten stehen jeweils drei Indikatoren zur Messung.

In dem Modell sind:

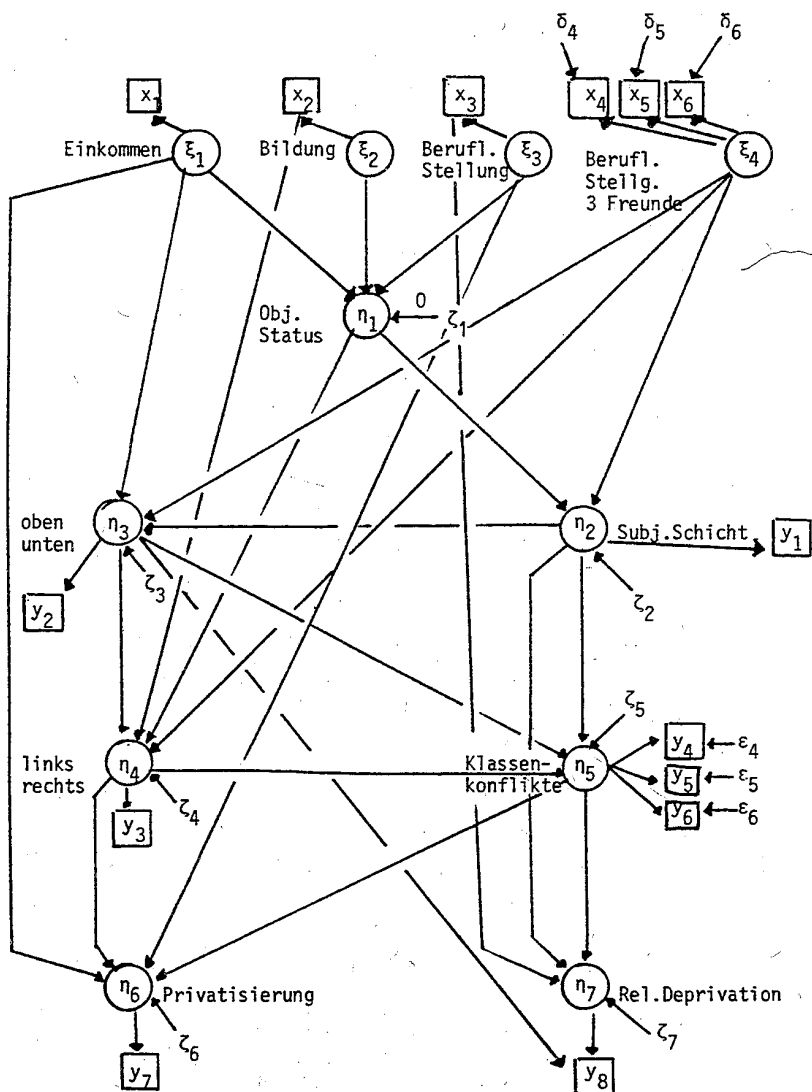
- $\xi_1 \dots \xi_4$ die theoretischen exogenen Variablen
- $\eta_1 \dots \eta_7$ die theoretischen endogenen Variablen
- $\zeta_1 \dots \zeta_7$ die Residuen der theoretischen endogenen Variablen
- $x_1 \dots x_6$ die Indikatoren der theoretischen exogenen Variablen
- $y_1 \dots y_8$ die Indikatoren der theoretischen endogenen Variablen
- $\delta_1 \dots \delta_6$ die Meßfehler der x-Indikatoren
- $\varepsilon_1 \dots \varepsilon_8$ die Meßfehler der y-Indikatoren

Die Strukturgleichung für die Kerntheorie lautet in Matrizennotation:

Strukturgleichung für Modell 2

$$\begin{matrix}
 \begin{bmatrix} 0 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \\ \zeta_5 \\ \zeta_6 \end{bmatrix} \\
 + \\
 \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \\ \xi_4 \end{bmatrix} \\
 \cdot \\
 \begin{bmatrix} 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0 \end{bmatrix} \\
 + \\
 \begin{bmatrix} \eta_1 & \eta_2 & \eta_3 & \eta_4 & \eta_5 & \eta_6 & \eta_7 \end{bmatrix} \\
 \cdot \\
 \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & 0 & \beta_{43} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{64} & \beta_{65} & 0 \\ 0 & \beta_{72} & \beta_{73} & 0 & \beta_{75} & 0 & 0 \end{bmatrix} \\
 = \\
 \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \\ \eta_4 \\ \eta_5 \\ \eta_6 \\ \eta_7 \end{bmatrix}
 \end{matrix}
 \tag{27}$$

Abb. 9:



Aus Identifikationsgründen (vgl. Jöreskog/Sörbom 1981a, S.191) ist das Residuum des objektiven Status auf Null und ein Parameter der Ursachen von objektivem Status auf 1 gesetzt, und zwar der Parameter γ_{11} von Einkommen (ϵ_1) auf Status (η_1).

Die beiden Matrixgleichungen für das Meßmodell haben folgende Form: Die Verknüpfung der y-Indikatoren mit den latenten Variablen, die sie messen sollen, ist ausgeschrieben:

$$(28a) \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \\ y_7 \\ y_8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{45} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_{65} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_3 \\ \eta_4 \\ \eta_5 \\ \eta_6 \\ \eta_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_4 \\ \epsilon_5 \\ \epsilon_6 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Die Verknüpfung der x-Indikatoren mit den latenten Variablen, die sie messen sollen, ist in folgender Matrixgleichung wiedergegeben:

$$(28b) \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ x_5 \\ x_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{44} \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{54} \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{64} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \\ \epsilon_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \end{bmatrix}$$

Nach Spezifikation der Matrizen Λ_y , Λ_x , B und Γ müssen noch vier weitere Matrizen für das vollständige LISREL-Modell spezifiziert werden.

Die Kovarianzmatrix PHI der exogenen Konstrukte wird hier direkt als Korrelationsmatrix mit Einsen in der Hauptdiagonale spezifiziert und hat folgende Form:

$$(29) \quad \text{PHI} = \Phi = \begin{matrix} & \begin{matrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1 & & & \\ \varphi_{21} & 1 & & \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & 1 & \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & 1 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Die Kovarianzmatrix PSI der Fehler der latenten endogenen Variablen ist folgendermaßen:

$$(30) \quad \text{PSI} = \Psi = \begin{matrix} & \begin{matrix} \zeta_1 & \zeta_2 & \zeta_3 & \zeta_4 & \zeta_5 & \zeta_6 & \zeta_7 \end{matrix} \\ \begin{matrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \\ \zeta_5 \\ \zeta_6 \\ \zeta_7 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & & & & & & \\ 0 & \psi_{22} & & & & & \\ 0 & 0 & \psi_{33} & & & & \\ 0 & 0 & 0 & \psi_{44} & & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{55} & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{66} & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{77} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Das erste Element der Hauptdiagonale ist gleich Null gesetzt, da aus Identifikationsgründen der Fehler von objektivem Status gleich Null gesetzt wurde.

Die Matrizen der Meßfehler haben folgende Form:

$$(31) \quad \begin{matrix} \text{THETA} \\ \text{EPSILON} \end{matrix} = \Theta_{\varepsilon} = \begin{matrix} & \begin{matrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \varepsilon_3 & \varepsilon_4 & \varepsilon_5 & \varepsilon_6 & \varepsilon_7 & \varepsilon_8 \end{matrix} \\ \begin{matrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \\ \varepsilon_6 \\ \varepsilon_7 \\ \varepsilon_8 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & & & & & & & \\ 0 & 0 & & & & & & \\ 0 & 0 & 0 & & & & & \\ 0 & 0 & 0 & \varepsilon_{44} & & & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon_{55} & & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon_{66} & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

$$(32) \quad \begin{matrix} \text{THETA} \\ \text{DELTA} \end{matrix} = \Theta_{\delta} = \begin{matrix} & \begin{matrix} \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & \delta_4 & \delta_5 & \delta_6 \end{matrix} \\ \begin{matrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0 & & & & & \\ 0 & 0 & & & & \\ 0 & 0 & 0 & & & \\ 0 & 0 & 0 & \delta_{44} & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{55} & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{66} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Das Programm LISREL (Version V) testet das spezifische Modell mit Hilfe der Maximum-Likelihood (ML) oder der Unweighted Least Squares (ULS) Schätzmethode. Für unser Modell haben wir die Maximum-Likelihood-Schätzungen verwendet, da die Stichprobe ziemlich groß ist und dadurch die ML-Schätzung optimal im Sinne möglichst großer Präzision ist. Wegen der Einführung der latenten Variable (objektiver Status) ohne direkten Indikator arbeitete die Prozedur zur Erzeugung von automatischen Startwerten nicht. Aus diesem Grund verwendeten wir selbst vorgegebene Startwerte.

Die Beurteilung der Modellgüte stellt einen besonders wichtigen Teil der Anwendung solch komplexer Verfahren dar. Sie umfaßt dabei drei Aspekte:

- a) Detaillierte Analyse der geschätzten Parameter
- b) Beurteilung der Maße für die Gesamtanpassung des Modells
- c) Beurteilung der Maße für Anpassung der einzelnen Parameter sowie für die Modellmodifikation.

Behandeln wir zunächst den in a) genannten Aspekt. Die zu prüfenden Schätzungen sind:

1. Parameterschätzungen
2. Standardschätzfehler
3. Quadrierte multiple Korrelationen der Variablen
4. Determinationskoeffizienten für die Gleichungen des Meß- und Strukturmodells
5. Korrelationen der Schätzungen.

In dem vorliegenden Modell hat keine der oben in 1-4 genannten Größen unplausible Werte in folgendem Sinn: Es tritt keine geschätzte Korrelation größer 1 auf, keine negative Varianz und keine extrem hohen Standardschätz-

fehler. Das einzige Problem stellen die hohen Korrelationen zwischen β_{21} (objektiver Status auf subjektive Schicht) und γ_{12} sowie γ_{13} dar (Bildung und Berufliche Stellung auf objektiven Status).

Sie besagen, daß der Einfluß von Bildung und Beruflicher Stellung auf die 'künstliche' Variable objektiven Status und dessen Einfluß auf subjektive Schichtidentifikation nur schwer trennbar sind. Dies liegt primär daran, daß objektiver Status aus Identifikationsgründen ohne Fehlerkomponente als Linearkombination der drei Größen Einkommen, Bildung und Berufliche Stellung konstruiert wurde.

Gehen wir nun auf die Parameterschätzungen näher ein. Wegen der besseren Vergleichbarkeit konzentrieren wir uns auf die standardisierten Koeffizienten. Der Übersichtlichkeit halber finden sich die standardisierten Koeffizienten in den Matrizen (33) bis (38).

Behandeln wir jetzt die Interpretation der Koeffizienten des Strukturmodells. Zunächst muß festgestellt werden, daß alle Koeffizienten die vorhergesagten Vorzeichen aufweisen. Objektiver Status wird quantitativ nur schwach von Einkommen (.09), dagegen stark von Schulbildung (.47) und noch stärker von Beruflicher Stellung (.62) beeinflusst. Dies entspricht in der Tendenz den Ergebnissen der Modelle von Kort-Krieger (1982, S.217) und Krauth/Porst (1983).

Theoretisch besonders interessant ist die Beziehung zwischen objektivem Status (Eta 1) und subjektiver Schichtidentifikation (Eta 2).

Der β -Koeffizient hat einen Wert von .32, und somit handelt es sich um eine mittlere Beziehung. Mit anderen Worten wird die subjektive Schichtidentifikation nur zu einem kleineren Teil (ca. 10 % der erklärten Varianz) von dem objektiven Status einer Person, wie er hier operationalisiert wurde, bestimmt. Dies bedeutet, daß sich Personen oft nicht entsprechend ihrer objektiven Lage subjektiv auf der Schichtidentifikationsvariable einordnen. Auffällig ist der im Vergleich zum objektiven Status des Befragten fast gleich starke Einfluß der Beruflichen Stellung der drei besten Freunde auf die subjektive Schichtidentifikation (.27). Damit ist der Effekt dieser Kontextvariable fast genau so stark wie die Wirkung der Merkmale des Befragten.

Auch wenn man in Rechnung zieht, daß der Effekt der Beruflichen Stellung der drei besten Freunde durch das Meßmodell meßfehlerkorrigiert ist, wäh-

rend dies für die Merkmale der Befragten nicht gilt, bleibt dies eine bemerkenswerte Bestätigung der qualitativen Hypothesen von Marx über die Wirkung des sozialen Kontexts auf die Entwicklung des Klassenbewußtseins (Marx 1971, S.117). Die Links-Rechts-Einstufung einer Person wird erstaunlicherweise durch keine der kausal vorangehenden Variablen stark beeinflusst. Die erklärte Varianz beträgt nur .03.

Subjektive Schichtidentifikation selbst wirkt mit .29 auf die Oben-Unten-Einschätzung. Dies zeigt quantitativ, daß die Oben-Unten-Skala nicht als Parallelmessung zur subjektiven Schichtidentifikation angesehen werden kann. Aber auch die Berufliche Stellung der drei besten Freunde hat einen, wenn auch sehr geringen, Effekt (.06).

Je höher der objektive Status einer Person und desto mehr sich eine Person in der gesellschaftlichen Rangordnung oben einordnet, desto mehr ordnet sie sich rechts ein (.14 und .10). Der Effekt von Bildung ist hingegen entgegengesetzt, d.h. je höher die Bildung, desto eher orientieren sich die Personen links (-.23).

Die Wahrnehmung von Klassenkonflikten kann sogar noch etwas weniger als die Links-Rechts-Orientierung durch das spezifizierte Modell erklärt werden (erklärte Varianz ca. .01). Die Vorzeichen der allerdings sehr niedrigen Koeffizienten sind wie erwartet, d.h. je höher die subjektive Schichtzuordnung, die Oben-Unten-Einstufung und je mehr eine Person rechts orientiert ist, desto weniger stark werden Klassenkonflikte wahrgenommen. Auch hier muß überlegt werden, ob die Kerntheorie zumindest sehr unvollständig, die Meßtheorie nicht adäquat, z.B. weil Personen mit geringem politischem Interesse eher Zufallsantworten geben (vgl. Converse 1964) oder weitere Annahmen des Modells, z.B. die Linearitätsannahme, nicht adäquat ist. Ein ähnliches Phänomen zeigt sich bei dem Privatisierungsitem. Die Vorzeichen der Koeffizienten sind wie vorhergesagt, aber die erklärte Varianz ist nur .02.

Bezogen auf die Erklärung der relativen Deprivation zeigt sich folgendes: Je höher die berufliche Stellung (.08), je höher die subjektive Schichtidentifikation (.12), je höher die Oben-Unten-Einstufung (.18), und je weniger stark Klassenkonflikte wahrgenommen werden, desto eher glauben Personen, ihren gerechten Anteil zu bekommen (Relative Gratifikation). Auch hier aber ist die erklärte Varianz niedrig.

Es stellt sich die Frage, wie dies zu erklären ist. Hier können wir auf drei Ebenen ansetzen. Zum einen kann die Kerntheorie unvollständig sein.

Zum zweiten die Meßtheorie inadäquat und zum dritten die weiteren Annahmen falsch. Eine differenzierte Analyse muß alle drei Ebenen für die Modellmodifikation berücksichtigen.

In dieser Arbeit soll exemplarisch eine Annahme der Meßtheorie, und zwar die des Intervallskalenniveaus, fallengelassen werden und das gleiche Modell später mit polychorischen bzw. polyseriellen Korrelationen gerechnet werden, wenn entweder beide gemessenen Variablen (polychorische Korrelation) oder eine gemessene Variable als ordinale Variable aufgefaßt wird. Die Gesamtheit aller standardisierten Parameter findet sich in folgenden acht Matrizen, die im output unter der Rubrik 'standardized solution' ausgedrückt werden:

$$(33) \Lambda_y =$$

	<u>ETA 1</u>	<u>ETA 2</u>	<u>ETA 3</u>	<u>ETA 4</u>	<u>ETA 5</u>	<u>ETA 6</u>	<u>ETA 7</u>
Y1	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Y2	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Y3	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
Y4	0.000	0.000	0.000	0.000	.565	0.000	0.000
Y5	0.000	0.000	0.000	0.000	.693	0.000	0.000
Y6	0.000	0.000	0.000	0.000	.732	0.000	0.000
Y7	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
Y8	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

$$(34) \Lambda_x =$$

	<u>KSI 1</u>	<u>KSI 2</u>	<u>KSI 3</u>	<u>KSI 4</u>
X1	1.000	0.000	0.000	0.000
X2	0.000	1.000	0.000	0.000
X3	0.000	0.000	1.000	0.000
X4	0.000	0.000	0.000	.640
X5	0.000	0.000	0.000	.618
X6	0.000	0.000	0.000	.679

$$(35) B =$$

	<u>ETA 1</u>	<u>ETA 2</u>	<u>ETA 3</u>	<u>ETA 4</u>	<u>ETA 5</u>	<u>ETA 6</u>	<u>ETA 7</u>
ETA 1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETA 2	.318	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETA 3	0.000	.291	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ETA 4	.141	0.000	.100	0.000	0.000	0.000	0.000
ETA 5	0.000	-.069	-.054	-.044	0.000	0.000	0.000
ETA 6	0.000	0.000	0.000	.044	-.069	0.000	0.000
ETA 7	0.000	.120	.182	0.000	-.136	0.000	0.000

$$(36) \Gamma =$$

	<u>KSI 1</u>	<u>KSI 2</u>	<u>KSI 3</u>	<u>KSI 4</u>
ETA 1	.089	.474	.617	0.000
ETA 2	0.000	0.000	0.000	.271
ETA 3	.154	0.000	0.000	.064
ETA 4	0.000	-.230	0.000	-.023
ETA 5	0.000	0.000	0.000	0.000
ETA 6	.071	0.000	.046	0.000
ETA 7	0.000	0.000	.084	0.000

$$(37) \Phi =$$

	<u>KSI 1</u>	<u>KSI 2</u>	<u>KSI 3</u>	<u>KSI 4</u>
KSI 1	1.000			
KSI 2	.280	1.000		
KSI 3	.530	.520	1.000	
KSI 4	.451	.587	.704	1.000

$$(38) \Psi =$$

	<u>ζ1</u>	<u>ζ2</u>	<u>ζ3</u>	<u>ζ4</u>	<u>ζ5</u>	<u>ζ6</u>	<u>ζ7</u>
	0.000	.696	.833	.971	.987	.981	.884

Betrachten wir nun noch die Koeffizienten des Meßmodells. Die Berufliche Stellung der drei besten Freunde hat eine zufriedenstellende formale Gültigkeit, was sich in den Faktorenladungen von .64, .62 und .68 manifestiert. Dabei zeigt sich, daß die Indikatoren nahezu gleiche formale Gültigkeit haben und daher als Parallelitems gelten können. Auch die Faktorenladungen der Klassenkonfliktitems sind als befriedigend zu bezeichnen. Allerdings fällt hier auf, daß die Ladungen stärker variieren.

Im folgenden geben wir in Form einer Tabelle nochmals eine kompakte Übersicht über die erklärten Varianzen der latenten und der beobachteten Variablen. Hierbei werden nur die Variablen aufgeführt, deren erklärte Varianz empirisch geschätzt und nicht a-priori festgesetzt wurde.

Die Anpassungsmaße für das Gesamtmodell zeigen ohne Ausnahme befriedigende Werte und finden sich in Tabelle 11.

Tabelle 10: Varianzerklärung der Variablen des Strukturmodells und des Meßmodells

a. Strukturmodell: latente endogene Variablen		b. Meßmodell: x und y Indikatoren	
	R ²		R ²
Subjektive Schicht	.304	Berufliche Stellung A	.410
oben-unten	.167	Berufliche Stellung B	.382
links-rechts	.029	Berufliche Stellung C	.460
Klassenkonflikt	.013	Arbeitgeber-Arbeitnehmer	.319
Privatisierung	.019	arm-reich	.480
Relative Gratifikation	.116	Kapital-Arbeit	.537

Tabelle 11: Anpassungsmaße für das Gesamtmodell

chi ²	62.68	
Freiheitsgrade	60	Likelihood-Ratio-Test
probability level	.381	inferenzstatistisch
(GFI) Goodness of Fit Index	.991	deskriptive Maße der im Modell erklärten Varianz (GFI) und (AGFI) bzw. durchschnittlichen Residuenkorrelation dieses Modells (RMR).
(AGFI) Adjusted Goodness of Fit Index	.985	
(RMR) Root Mean Residual	.018	

AGFI ist ein Maß der im Modell erklärten Varianz, bei dem die Zahl der Freiheitsgrade berücksichtigt ist (siehe Jöreskog/Sörbom 1982, I.40).

Im Unterschied zum Likelihood-Ratio-Test ist das GFI- und AGFI-Maß unabhängig von der Stichprobengröße und relativ robust gegenüber der Verletzung der Multinormalverteilungsannahme.

Auch die Maße für die detaillierte Analyse der Anpassung des Modells, nämlich die Matrix der normalisierten Residuen und die Matrix der Modifikationsindices, zeigen bis auf eine Ausnahme Werte, die darauf schließen lassen, daß das Modell nicht mehr modifiziert werden braucht. Normalisierte Residuen, welche größer als 2 sind, wären ein Anzeichen für einen Spezifikationsfehler. Dies ist nur bei einem auf Null festgelegten Parameter der Fall. Da er nur unwesentlich über 2 liegt und der entsprechende Modifikationsindex unter der von Jöreskog/Sörbom angegebenen Grenze von 5 liegt,

halten wir eine Modifikation nicht für sinnvoll und notwendig.

Um einen umfassenden Einblick in die Wirkungsketten komplexer Kausalmodelle zu erhalten, ist die Betrachtung der direkten Effekte nicht ausreichend. Man benötigt auch die Kenntnis der indirekten und totalen kausalen Effekte einer Variable in einem Modell auf die kausal nachfolgenden Variablen (vgl. Graff/Schmidt 1982).

Die standardisierten totalen kausalen Effekte der vier exogenen latenten Variablen seien hierfür exemplarisch in Tabelle 12 wiedergegeben:

Tabelle 12: Totale und direkte kausale Effekte von KSI auf ETA

	KSI 1		KSI 2		KSI 3		KSI 4	
	Einkommen direkt	total	Bildung dir.	tot.	Berufl. Stellg. dir.	tot.	Berufl. Stellg. der drei besten Freunde direkt	total
ETA 1 Obj. Status	.089	.089	.474	.474	.617	.617	0	0
ETA 2 Subj. Schicht	0	.028	0	.151	0	.197	.271	.271
ETA 3 oben-unten	.154	.162	0	.044	0	.057	.064	.143
ETA 4 links-rechts	0	.029	-.230	-.159	0	.093	-.023	-.009
ETA 5 Klassenkonflikt	0	-.012	0	-.006	0	-.021	0	-.026
ETA 6 Privatisierung	.07	.073	0	-.007	.046	.051	0	.001
ETA 7 Relative Gratifikation	0	.035	0	.027	.084	.121	0	.062

Im LISREL output finden sich die totalen kausalen Effekte von KSI auf ETA in der 'standardized solution' unter der Überschrift 'Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)'.
Am interessantesten ist der Vergleich des direkten und des totalen kausalen Effekts von Bildung auf die Links-Rechts-Einstufung. Direkt hat Bildung einen Effekt in dem Sinne, daß sich Personen mit steigender Bildung eher links einordnen. Dieser Effekt wird jedoch durch den indirekten Effekt über objektiven Status wieder teilweise aufgehoben.

Steigende Bildung führt demnach zu steigendem objektivem Status, der wiederum führt aber zu einem Anwachsen der Tendenz, sich rechts einzustufen. Hier zeigt erst die Zerlegung der Effekte, daß sich die Effekte wegen des unterschiedlichen Vorzeichens teilweise wieder aufheben.

Die LISREL-Steuerkarten für diesen Lauf, wie sie in LISREL V zu Beginn des outputs protokolliert werden, sind im folgenden wiedergegeben:

```
MODEL 2
DA NI=14 NO=1300 MA=KM
LA
KM SY
SE
MO NX=6 NY=8 NE=7 NK=4 GA=FI PS=DI BE=FU
FR LY(5,5) LY(6,5)
FR BE(2,1) BE(4,1) BE(3,2) BE(7,2)
FR BE(7,5) BE(6,5)
FR GA(1,2) GA(1,3) GA(2,4) GA(3,4) GA(4,2) GA(4,4) GA(6,1) GA(6,3)
FR GA(7,3)
FR BE(4,3) BE(5,2) BE(5,3) BE(7,3) BE(6,4) BE(5,4) GA(3,1)
FR LX(4,4) LX(5,4) LX(6,4)
FI TD(1,1) TD(2,2) TD(3,3)
FI PS(1,1)
FI PH(1,1) PH(2,2) PH(3,3) PH(4,4)
FI TE(1,1) TE(2,2) TE(3,3) TE(7,7) TE(8,8)
VA 1.0 LY(1,2) LX(2,3) LY(3,4) LY(4,5) LY(7,6) LY(8,7) GA(1,1)
VA 1.0 PH(1,1) PH(2,2) PH(3,3) PH(4,4)
VA 1.0 LX(1,1) LX(2,2) LX(3,3) LX(4,4)
ST 0.5 ALL
OU AL NS TM=150
```

Die Korrelationsmatrix wurde nicht zusammen mit den LISREL-Steuerkarten eingegeben, sondern von einer Platte, wo sie unter einem Dateinamen abgespeichert ist, abgerufen.

5.3. Modell 3

LISREL V bietet die Möglichkeit, polychorische und polyserielle Korrelationen zu berechnen. Mit dieser Option kann man Variablen verarbeiten, welche ordinale Messungen latenter quantitativer Größen darstellen (vgl. generell zu diesem Problem Graff/Schmidt 1983).

In unserem Modell sind bis auf das Einkommen alle gemessenen Variablen eher

ordinalen Charakters und weisen z.T. sehr schiefe Verteilungen auf (vgl. Allbus-Codebuch 1982). Da die Links-Rechts-Variablen und die Oben-Unten-Skala relativ viele Kategorien aufweisen und normalverteilt sind, haben wir sie hier, wie Einkommen, als quantitative, beobachtete Variablen behandelt. Alle anderen Variablen werden in Modell 3 als ordinal gemessene Größen aufgefaßt.

LISREL V berechnet nun für jedes Paar von Variablen

1. entweder eine Produkt-Moment-Korrelation, wenn beide beobachteten Variablen als intervallskaliert angenommen werden.
2. oder eine polychorische Korrelation, wenn beide gemessenen Variablen als ordinalskaliert angenommen werden.
3. oder eine polyserielle Korrelation, wenn eine gemessene Variable als ordinal und eine als intervallskaliert angenommen wird.

Die Berechnung polychorischer Korrelationen wird detailliert in Olsson (1979) und die polyserieller Korrelationen in Olsson, Drasgow und Dorans (1982) beschrieben und kann hier nicht genauer dargestellt werden. Um die eben genannten Korrelationen zu berechnen, benötigt man zunächst "threshold values" der zu Grunde liegenden latenten Variable für die unterschiedlichen Kategorien der gemessenen ordinalen Variable. In LISREL V wird hierfür eine zweistufige Methode verwendet.

Im ersten Schritt werden die "thresholds" durch die Inverse der univariaten Standardnormalverteilungsfunktion angewendet auf die kumulativen Randverteilungen geschätzt. Im Falle der polyseriellen Korrelation werden der Mittelwert und die Varianz der kontinuierlichen Variable durch den Stichprobenmittelwert und die Stichprobenvarianz geschätzt.

Im zweiten Schritt wird dann die Korrelation mit einer "conditional maximum likelihood Methode" unter Voraussetzung der Schätzungen des ersten Schritts errechnet.

Exemplarisch geben wir im folgenden zunächst die Ergebnisse für die Berechnung der polyseriellen Korrelation zwischen dem Einkommen der Befragten (quantitative Variable = X_1) und der Bildung der Befragten (ordinale Variable = X_2).

COMPUTING CORRELATION BETWEEN VARIABLES X2 AND X1

VARIABLE X2 HAS 5 VALUES AND IS TREATED AS A DISCRETE VARIABLE

NUMBER OF MISSING VALUES (CODE = *****) 6

MARGINAL FREQUENCES FOR VARIABLE X2

CATEGORY	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
FREQUENCY	59	1840	645	109	296

ESTIMATED TRESHOLD VALUES FOR VARIABLE X2

	-2.05	.37	1.09	1.28
--	-------	-----	------	------

VARIABLE X1 HAS MORE THAN 7 VALUES AND IS TREATED AS A CONTINUOUS VARIABLE

NUMBER OF MISSING VALUES (CODE = *****) 324

MEAN FOR VARIABLE X1 1153.045

STANDARD DEVIATION FOR VARIABLE X1 1044.453

POLYSERIAL CORRELATION IS .190

Als nächstes geben wir die polychorische Korrelation zwischen Bildung der Befragten (ordinale Variable = X_2) und der Beruflichen Stellung der Befragten (ordinale Variable = X_3) an:

COMPUTING CORRELATION BETWEEN VARIABLES X3 AND X2

VARIABLE X3 HAS 5 VALUES AND IS TREATED AS A DISCRETE VARIABLE

NUMBER OF MISSING VALUES (CODE = *****) 1590

MARGINAL FREQUENCES FOR VARIABLE X3

CATEGORY	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
FREQUENCY	171	421	501	212	60

ESTIMATED TRESHOLD VALUES FOR VARIABLE X3

	-1.15	-.17	.84	1.71
--	-------	------	-----	------

VARIABLE X2 HAS 5 VALUES AND IS TREATED AS A DISCRETE VARIABLE

NUMBER OF MISSING VALUES (CODE = *****) 6

MARGINAL FREQUENCES FOR VARIABLE X2

CATEGORY	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
FREQUENCY	59	1840	645	109	296

ESTIMATED TRESHOLD VALUES FOR VARIABLE X2

	-2.05	.37	1.09	1.28
--	-------	-----	------	------

CONTINGENCY TABLE (ROWS = VAR X3 COLS = VAR X2)

	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
1.00	8	152	7	1	3
2.00	5	357	54	2	3
3.00	7	212	208	24	49
4.00	0	77	79	23	33
5.00	0	3	10	7	40

POLYCHORIC CORRELATION IS .636

Stellen wir nun die durch das Programm LISREL berechnete Korrelationsmatrix für alle Variablen dar.

	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	X1	X2
Y1	1.000									
Y2	.432	1.000								
Y3	.038	.092	1.000							
Y4	-.092	-.060	-.065	1.000						
Y5	-.078	-.076	-.021	.462	1.000					
Y6	-.071	-.052	-.029	.491	.601	1.000				
Y7	.023	.031	.053	-.063	-.047	-.082	1.000			
Y8	.331	.285	.072	-.139	-.142	-.165	-.020	1.000		
X1	.173	.139	-.002	-.042	-.033	-.032	.078	.071	1.000	
X2	.541	.229	-.105	-.037	-.086	-.096	.013	.192	.190	1.000
X3	.587	.287	.016	-.062	-.105	-.064	.106	.255	.380	.636
X4	.410	.241	.001	-.057	-.054	-.026	.050	.168	.218	.449
X5	.394	.197	-.024	.054	.011	.016	.017	.119	.222	.462
X6	.406	.194	-.041	-.018	-.024	-.039	.008	.128	.227	.460

	X3	X4	X5	X6
X3	1.000			
X4	.501	1.000		
X5	.473	.458	1.000	
X6	.549	.463	.452	1.000

"NOTE: THIS MATRIX IS A MATRIX OF POLYCHORIC AND POLYSERIAL CORRELATIONS"

Da die Matrix positiv definiert ist, wurde aus Vergleichszwecken auch hier die Maximum-Likelihood-Schätzmethode zur Schätzung der Parameter gewählt. Allerdings sind die Standardschätzfehler und der χ^2 -Test verzerrt, wenn die beobachteten Variablen nicht normal verteilt sind (vgl. hierzu Jöreskog/Sörbom 1982, IV 1-3).

Im folgenden wollen wir zunächst den Gesamtfit des Modells mit Pearson-Korrelationen (Modell 2) mit Modell 3, welches polychorische, polyserielle und Pearson-Korrelationen enthält, vergleichen. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 13.

Aus der Tabelle kann entnommen werden, daß bei dem inferenzstatistischen Maß ein signifikanter Unterschied zwischen den Modellen besteht. Allerdings muß der Unterschied nicht substantieller Art sein, sondern kann auf die Sensitivität des Likelihood-Ratio-Tests bei der Maximum-Likelihood-Schätzmethode gegen Abweichungen der Normalverteilung entstanden sein (siehe Jöreskog/Sörbom 1982, IV, 1). Zudem ist auch die Verwendung von Korrela-

Tabelle 13: Goodness of Fit der beiden Modelle

inferenzstatistisch	Modell 2 (quantitativ)	Modell 3 (Pearson, polyseriell, polychorisch)
Freiheitsgrade	60	60
chi ²	62.68	233.07
p-level	.381	.000
<u>deskriptiv</u>		
GFI	.991	.985
AGFI	.985	.973
RMR	.018	.022

tionsmatrizen statt Kovarianzmatrizen als Input für den Test nicht korrekt. Die eben behandelten Maße sind nur auf die Gesamtanpassung des Modells bezogen. Nun wird zu fragen sein, inwieweit einzelne Parameter sich in den beiden Modellen unterscheiden. Graff und Schmidt (1983) haben bei einem kleineren Teil dieses Modells gezeigt, daß bei schiefen Verteilungen der gemessenen Variablen und Vorhandensein multipler Indikatoren primär die Parameter der Meßtheorie, d.h. die Faktorenladungen und die Meßfehler durch die Verwendung von polychorischen und polyseriellen Korrelationskoeffizienten verändert werden. Hingegen ändern sich die Parameter der Strukturtheorie kaum, da mit veränderter Schätzung der Parameter der Meßtheorie sich die durch LISREL gegebene automatische Minderungskorrektur der Beziehungen zwischen den latenten Variablen ausgleichend auswirkt. Bei nur einem Indikator pro Konstrukt entfällt dieser Effekt, und die Parameter des Strukturmodells, d.h. auch der Kerntheorie, müßten sich ändern.

Vergleichen wir nun die Parameterschätzungen in den Matrizen λ_y , λ_x , β und Γ in Modell 2 (Produkt-Moment-Korrelation als Input) und Modell 3 (Produkt-Moment, Polyserielle und Polychorische Korrelationen als Input).

Aus Tabelle 14 ergibt sich, daß die Koeffizienten der Meßtheorie, d.h. die Faktorenladungen im Modell 3, durchweg höher sind wie im Modell 2. Dies war bereits bei der Inspektion der Korrelationsmatrizen für die beiden Modelle zu erwarten, da die entsprechenden Produkt-Moment-Korrelationen bei Modell 2 niedriger waren als die polychorischen Korrelationen der entsprechenden Variablen in Modell 3. Sowohl die x-Indikatoren (Indikatoren der beruflichen Stellung) als auch die y-Indikatoren (Indikatoren der Wahrneh-

Tabelle 14: Vergleich der Koeffizienten in Modell 2 und Modell 3

Parameter der Kerntheorie (β)	Parameter der Kerntheorie (γ)				
	Modell 2	Modell 3	Modell 2	Modell 3	
β_{21}	.318	.411	γ_{11}	.089	.146
β_{32}	.291	.394	γ_{12}	.474	.449
β_{41}	.141	.191	γ_{13}	.617	.649
β_{43}	.100	.108	γ_{24}	.271	.276
β_{52}	-.069	-.084	γ_{31}	.154	.055
β_{53}	-.054	-.043	γ_{34}	.064	.049
β_{54}	-.044	-.040	γ_{42}	-.230	-.283
β_{64}	.044	.048	γ_{44}	-.023	-.017
β_{65}	-.069	-.072	γ_{61}	.071	.045
β_{72}	.120	.198	γ_{63}	.046	.081
β_{73}	.182	.164	γ_{73}	.084	.077
β_{75}	-.136	-.161			
Parameter der Meßtheorie (λ_y)		Parameter der Meßtheorie (λ_x)			
	Modell 2	Modell 3	Modell 2	Modell 3	
λ_{y45}	.565	.617	λ_{y44}	.640	.674
λ_{y55}	.693	.748	λ_{y54}	.618	.657
λ_{y65}	.732	.801	λ_{y64}	.679	.698

mung von Klassenkonflikten) wurden im 3. Modell als ordinale Indikatoren der jeweils als latent angenommenen Variable expliziert. Bei den Parametern der Kerntheorie ist das Bild nicht ganz so einheitlich. Während bei den β -Koeffizienten Modell 3 ebenfalls fast immer höhere Koeffizienten aufweist, ist dies bei den γ -Koeffizienten nicht so. Allerdings sind die Unterschiede meist nicht beträchtlich. Wie erwartet sind nur dort höhere Koeffizienten im Strukturmodell, wo latente Variablen nur mit einem Indikator erfaßt sind und damit der Effekt der polychorischen bzw. polyseriellen Korrelationskoeffizienten nicht bereits durch das Meßmodell abgefangen wird. Ein Beispiel hierfür ist der Effekt der subjektiven Schichtzuordnung auf die Oben-Unten-Einschätzung (β_{32}).

Der Regressionskoeffizient steigt durch Verwendung der polyseriellen Korrelation als Input von .291 auf .394. Eine polyserielle Korrelation wurde

für dieses Paar berechnet, weil die subjektive Schicht als ordinal gemessen angenommen wurde, während die Oben-Unten-Skala wegen der 10 Kategorien und der Normalverteilung der Meßwerte als quantitativ angenommen worden war.

Abschließend seien noch die erklärten Varianzen (R^2) der Variablen der Kerntheorie und der Meßtheorie für Modell 2 und Modell 3 verglichen.

Tabelle 15: Varianzerklärung in den Modellen 2 und 3

	KERNTHEORIE		MESSTHEORIE	
	Modell 2	Modell 3	Modell 2	Modell 3
$R^2_{\eta_1}$	1.00	1.00	$R^2_{y_4}$.319	.381
$R^2_{\eta_2}$.304	.421	$R^2_{y_5}$.480	.560
$R^2_{\eta_3}$.167	.192	$R^2_{y_6}$.537	.642
$R^2_{\eta_4}$.029	.032	$R^2_{x_4}$.410	.455
$R^2_{\eta_5}$.013	.014	$R^2_{x_5}$.382	.432
$R^2_{\eta_6}$.019	.020	$R^2_{x_6}$.460	.487
$R^2_{\eta_7}$.116	.164		

Aus der Tabelle ersieht man, daß die erklärte Varianz der latenten und der beobachteten Variablen durch Verwendung polychorischer bzw. polyserieller Korrelationen in Modell 3 durchweg gestiegen ist. Klassenkonflikt (ETA 5) hat jedoch fast gar nicht an erklärter Varianz zugenommen, da der Effekt der polychorischen und polyseriellen Korrelation bereits in das Meßmodell für Klassenkonflikt eingegangen ist.

Bei $R^2_{\eta_1}$ ist eine 1 dadurch gegeben, weil η_1 (objektiver Status) aus Identifikationsgründen ohne Fehlergröße spezifiziert wurde. Die 1 ist somit Konsequenz der Modellspezifikation und nicht der empirischen Ergebnisse.

Die LISREL-Steuerkarten für dieses Modell unterscheiden sich nur in einer Zeile von denen des vorigen Modells:

Bei den quantitativen beobachteten Variablen in Modell 1 wurde eine Pearson-Korrelationsmatrix eingegeben, wobei folgende Steuerkarte verwendet wurde: KM SY.

Bei unserer neuen Berechnung werden Rohdaten eingegeben (RA). Als missing values werden Werte mit 9999. in den Variablen angesehen. Daher ist XM =

9999. gesetzt. Mit dem Parameter MV = 7 wird festgelegt, daß alle Variablen mit 7 und weniger Kategorien als qualitativ, d.h. ordinal gemessen anzusehen sind.

Die entsprechende Zeile bei den LISREL-Steuerkarten lautet dementsprechend: RA UN = 4 XM = 9999. MV = 7 PP P5

UN = 4 besagt, daß die Rohdaten auf UNIT 4 zu finden sind, während die Angabe PP und PT bewirkt, daß die thresholds und Kontingenztabelle für polychorische bzw. polyserielle Korrelationen (PP) sowie technische Einzelheiten zur Minimierung (PT) ausgedruckt werden.

Bereits beim Likelihood-Ratio-Test zeigte sich, daß Modell 3 eine schlechtere Anpassung als Modell 2 aufweist.

Eine Analyse der Maße für den Fit einzelner Parameter unterstützt dieses Bild. Sowohl in den acht Matrizen mit den Modifikationsindices für festgelegte Parameter als auch bei den normalisierten Residuen zeigen sich Werte, die außerhalb der von Jöreskog/Sörbom vorgeschlagenen Werte liegen. So ist der maximum modification 19.48 für den auf Null gesetzten Parameter Theta Delta (6.3). Wenn also - mit anderen Worten - diese Residuenkorrelation als freier Parameter im nächsten Lauf des Modells spezifiziert würde, würde sich der χ^2 -Wert für das Gesamtmodell um mindestens diesen Betrag ändern. Dies wäre eine signifikante Verbesserung. Inhaltlich ist δ_{63} eine Residuenkorrelation zwischen dem Residuum der beruflichen Stellung des Befragten und dem Residuum der beruflichen Stellung von Freund C. Die Frage ist, ob dies auch theoretisch fundiert werden kann. Wir wollen hierauf nur hinweisen, um vor rein induktivem ad-hoc Gebrauch des Modifikationsindex zu warnen.

Damit wollen wir die Besprechung dieses Modells abschließen. Wegen des Umfangs können wir hier nicht mehr die Anwendung des Gruppenvergleichs mit LISREL V darstellen. Man vergleiche hierzu das Kapitel V des Manuals (Jöreskog/Sörbom 1982).

6. Ausblick

Zur Zeit ist die Version VI von LISREL in Vorbereitung. Sie wird unter anderem als zusätzliche Schätzmethode das Verfahren der Generalized Least Squares enthalten sowie eine Veränderung des Stabilitätsindex, der in der gegenwärtigen Fassung fehlerhaft ist. Weiterhin ist geplant, eine automa-

tische Modellkorrektur über den jeweils höchsten Modifikationsindex einzubauen und evtl. Standardschätzfehler für die indirekten und totalen kausalen Effekte (vgl. Sobel 1982). Die Version VI wird voraussichtlich Ende 1983 in einer IBM-Version verfügbar sein.

Anmerkungen

- 1) Für das Schreiben des Aufsatzes danke ich Ilona Stellmann.
Irmgard Palme und Maria Paulus danke ich für das Korrekturlesen.
- 2) Herrn Dr. D. Weiß vom Rechenzentrum der Universität Gießen (HRZ) danke ich für die tatkräftige Unterstützung bei der Beschaffung von LISREL V. Herrn Dr. Hollenhorst (HRZ) für seine schnelle Implementation auf der CDC des Rechenzentrums der Universität Gießen. Mein besonderer Dank gilt Herrn Dr. Pfeiffer (HRZ), mit dem ich gemeinsam die besprochenen Modelle am Rechenzentrum der Universität Gießen im Rahmen des Tests von LISREL V durchgerechnet habe.
- 3) Das hier beschriebene Modell ist der Arbeit von Schmidt/Wolf (1983) entnommen.

Literatur

- Bäumer, J. (1983), LISREL V: Eine Einführung in die Steuerkarten in: C. Möbus/W. Schneider a.a.O., in Vorbereitung.
- Bagozzi, R.P. (1980), Causal Models in Marketing, New York, N.Y.
- Bentler, P.M. (1980), Multivariate Analysis with Latent Variables: Causal Modeling. Annual Review of Psychology, 31, 419-468.
- Bentler, P.M./Freeman, E.H. (1983), Tests for Stability in Linear Structural Equation Systems, in: Psychometrica, im Druck.
- Bielby, W.T./Hauser, R.M. (1977), Structural Equation Models. Annual Review of Sociology, 3, 137-161.
- Blalock, H.M. (1982), Conceptualization and Measurement in the Social Sciences. Beverly Hills, Sage.
- Converse, P.E. (1964), The Nature of Belief Systems in Man Publics, in: D.E. Apter (Hrsg.), Ideology and Discontent, Glencoe Free Press, 75-169.

- Fisher, F.M. (1970), A Correspondence Principle for Simultaneous Equation Models, *Econometrica* 38, S. 73-92.
- Graff, J. (1979), Ein Modell der Theorie der kognitiven Dissonanz, unveröffentl. Diss. Mannheim.
- Graff, J./Schmidt, P. (1982), A General Model for Decomposition of Effects, in: K.G. Jöreskog/H. Wold (Eds.), *Systems under indirect observation: Causality, Structure, Prediction*, North Holland, Amsterdam, S. 131-148.
- Graff, J./Schmidt, P. (1983), Structural Equation Models for qualitative observed variables, in: P. Nijkamp (Ed.), *Measuring the Unmeasurable*, University of Uppsala, Department of Statistics.
- Hägglund, G. (1980), Factor analysis by instrumental variables methods: A comparison of three estimation procedures. Research Report 80-2. University of Uppsala, Department of Statistics.
- Hägglund, G. (1981), Factor analysis by instrumental variables methods: Least squares justification and standard errors. Research Report 81-1. University of Uppsala, Department of Statistics.
- Heise, D.R. (1975), *Causal Analysis*. New York, N.Y., J. Wiley.
- Hempel, C.G. (1974), *Grundzüge der Begriffsbildung in der empirischen Wissenschaft*, Düsseldorf.
- Hildebrandt, L. (1983), Kausalmodelle in der Konsumverhaltensforschung, in: M. Irle (Hrsg.), *Handbuch der Marktpsychologie*, Göttingen, Hogrefe, im Druck.
- Jagodzinski, W. (1983), Kausalmodelle mit latenten Variablen, in: M. Wieken-Mayser/J. Koolwijk (Hrsg.), *Oldenbourg*, München, in Vorbereitung.
- Jöreskog, K.G. (1973), A General Method for Estimating a Linear Structural Equation System, in: A.S. Goldberger/D.D. Duncan (Eds.), *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, N.Y., 85-112.
- Jöreskog, K.G. (1977), Structural Equation Models in the Social Sciences: Specification, Estimation and Testing, in: P.R. Krishnaiah (Ed.), *Applications of Statistics*. North Holland, New York, N.Y., 265-287.
- Jöreskog, K.G. (1978), Structural Analysis of Covariance and Correlation Matrices. *Psychometrika*, 43, 443-472.
- Jöreskog, K.G. (1981), Analysis of covariance structures. *Scandinavian Journal of Statistics*, 8, 65-92.
- Jöreskog, K.G./Sörbom, D. (1979), *Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models*, Cambridge, Mass.
- Jöreskog, K.G./Sörbom, D. (1982), *LISREL V: Analysis of Linear Structural Relationships by the Method of Maximum Likelihood. User's Guide*. Chicago: National Educational Resources.
- Jöreskog, K.G./Wold, H. (1982), *Systems under indirect observation, Causality, Structure and Prediction. Part I*, North Holland, Amsterdam.
- Kessler, R./Greenberg, D. (1980), *Panel Analysis*, Academic Press, New York.
- Kort-Krieger, U. (1982), Structural Determinants of Objective and Subjective Status, in: W. Raub (Hrsg.), *Theoretical Models and Empirical Analyses*. Utrecht, 206-227 and 227-253.
- Krauth, C./Porst, R. (1983), Sozioökonomische Determinanten von Einstellungen zu Gastarbeitern, in: K.U. Mayer/P. Schmidt (Hrsg.), *Allgemeine Bevölkerungsumfrage in den Sozialwissenschaften*, Campus, Frankfurt, im Druck.
- Lakatos, I. (1970), Falsification and the Methodology of Scientific Research Programs. S. 91-196 in: I. Lakatos und A. Musgrave (Hrsg.), *Criticism and the Growth of Knowledge*. Cambridge.
- Lepsius, M.R./Scheuch, E.K./Ziegler, R. (1982), *Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften, ALLBUS 1980, Codebuch (Zentralarchiv für empirische Sozialforschung, Köln)*.
- Marx, K. (1971), *Der 18. Brumaire des Louis Bonaparte*, Insel, Frankfurt.
- Möbus, C./Schneider, W. (Hrsg.), (1983), *Strukturgleichungsmodelle für Veränderungsmessungen*, Zürich, Huber-Verlag, in Vorbereitung.

- Munck, I.M.E. (1979), Model Building in Comparative Education
Almqvist and Wiksell, Stockholm.
- Olsson, U. (1979), Maximum likelihood Estimation of the Polychoric
Correlation Coefficient, *Psychometrika* 44, 443-460.
- Olsson, U./Drasgow, F./Dorans, N.J. (1982), The Polyserial Correlation
Coefficient, *Psychometrika* 47, 337-347.
- Reis, H.T. (1982), A Introduction to the Use of Structural Equations:
Prospects and Problems, in: L. Wheeler (Hrsg.), Review of Personality
and Social Psychology, Vol. 3, Sage, Beverly Hills, 255-287.
- Rosch, M./Schmidt, P. (1982), Kognitive Veränderungen vor einer Wahl:
Anwendung der Theorie der kognitiven Dissonanz auf Wählerverhalten
und empirische Prüfung ausgewählter Hypothesen mittels zweier alter-
nativer statistischer Verfahren, in: H.D. Klingemann/M. Kaase (Hrsg.),
Politische Psychologie, Westdeutscher Verlag.
- Schmidt, P. (1977), Zur Praktischen Anwendung von Theorien: Grundlagen-
probleme und Anwendung auf die Hochschuldidaktik. Dissertation,
Universität Mannheim.
- Schmidt, P. (1982), Subjective Status Identification, Class.
Consciousness and Political Attitudes, in: W. Raub, ed.,
Theoretical Models and Empirical Analyses (E.S. Publications, Utrecht).
- Schmidt, P./Wolf, G. (1983), Sozio-strukturelle und individuelle Deter-
minanten der subjektiven Schichtidentifikation und der Wahrnehmung
von Klassenkonflikten, in: K.U. Mayer/P. Schmidt (Hrsg.), Methoden-
studien zur Allgemeine Bevölkerungsumfrage (ALLBUS 80), Campus, im
Druck.
- Sobel, M.E. (1982), Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects
in Structural Equation Models, in: S. Leinhardt (Hrsg.), Sociological
Methodology, Jossey Bass, San Francisco, 290-312.
- Sörbom, D. (1978), An Alternative to the Methodology for Analysis of
Covariance, in: *Psychometrika* 43, 384-394.
- Sörbom, D. (1982), Structural Equation Models with Structured Means, in:
K.G. Jöreskog/H. Wold (Hrsg.), Systems under indirect observation,
Amsterdam, North Holland, 183-196.
- Sörbom, D./Jöreskog, K.G. (1983), Recent developments in LISREL:
Automatic Starting Values and Modification Indices, in Vorbereitung.
- Weber, R.P. (1983), Measurement Models for Content Analysis, in: Quality
and Quantity 17, 127-149.
- Weede, E. (1977), Hypothesen, Gleichungen und Daten. Kronberg, Athenäum.