

### Die statistische Aufdeckung kausalstrukturell unterschiedener Gruppen am Beispiel politischen Teilnahmeverhaltens

Faulbaum, Frank; Stein, Petra; Kelleter, Kai

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

**Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:**

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Faulbaum, F., Stein, P., & Kelleter, K. (2001). Die statistische Aufdeckung kausalstrukturell unterschiedener Gruppen am Beispiel politischen Teilnahmeverhaltens. *ZUMA Nachrichten*, 25(48), 28-48. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-207990>

#### Nutzungsbedingungen:

*Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.*

*Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.*

#### Terms of use:

*This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.*

*By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.*

# DIE STATISTISCHE AUFDECKUNG KAUSALSTRUKTURELL UNTERSCHIEDENER GRUPPEN AM BEISPIEL POLITISCHEN TEILNAHMEVERHALTENS

*FRANK FAULBAUM, PETRA STEIN & KAI KELLETER*

Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit der spezifischen Anwendung eines Verfahrens zur Aufdeckung unbekannter Gruppierungen unter Einbeziehung möglicherweise unterschiedlicher gruppenspezifischer Kausalstrukturen. Das Verfahren basiert auf einem Mischverteilungsansatz, bei dem auf ausgewählte exogene Variablen bedingte Komponenten einer multivariaten Normalverteilung bestimmt werden, deren Mittelwerts- und Kovarianzstrukturen wiederum wie bei der Analyse von Strukturgleichungsmodellen parametrisiert werden können. Es ist besonders geeignet zu überprüfen, ob eine Population hinsichtlich der Konstruktvalidität theoretisch interessanter Variablen homogen ist. Die Ergebnisse für das hier ausgewählte Beispiel relevanter Variablen des politischen Teilnahmeverhaltens zeigen, wie sich Gruppierungen finden lassen, die sich durch unterschiedliche Mess- und Strukturmodelle unterscheiden, so dass nicht davon ausgegangen werden kann, dass für die Population dasselbe gemeinsame Modell gilt.

This paper presents a specific application of a statistical method for finding unknown groups in survey data by including group-specific differences in causal structure. The procedure consists in the identification of the normal components of a multivariate normal mixture distribution conditional on selected exogenous variables. The mean and covariance structures of the components can be parameterized, as in structural equation modeling. The procedure is especially useful for testing whether a population can be considered homogenous with respect to the construct validity of substantially interesting variables. For the example of important variables of political participation discussed here, our findings point to different groups with differing measurement and structural models. This indicates that no one common model can be assumed to hold for the entire population.

## 1. Problemstellung

Der vorliegende Aufsatz stellt anhand einer politikwissenschaftlichen Anwendung ein Verfahren vor, das im Unterschied zur klassischen Clusteranalyse unbekannte Gruppierungen in Daten nicht auf der Basis von Distanzmaßen, sondern auf der Basis komplexer Strukturunterschiede zwischen den Gruppen aufzufinden versucht. Die dabei mit ins Kalkül gezogenen Strukturinformationen können in vollständigen Strukturgleichungsmodellen mit latenten Variablen, in Messmodellen oder nur in Regressionsmodellen mit ausschließlich beobachteten Variablen bestehen. Analyseverfahren dieser Art sind etwa geeignet, um Gruppen aufzudecken, die durch unterschiedliche Messmodelle oder Strukturmodelle charakterisierbar sind. Entfällt z.B. in einer Gruppe für eine latente Variable ein Indikator, so ändert sich sofort nicht nur die Semantik des Messmodells, sondern auch die des Strukturmodells; d.h., das Verfahren ist besonders geeignet, um Gruppen mit unterschiedlicher Konstruktvalidität zu entdecken.

Der verwendete statistische Ansatz ist an anderer Stelle bereits ausführlicher dargestellt worden (vgl. Arminger/Stein 1997; Faulbaum/Stein 2000; Stein 1997, 2000). Er beruht auf einer Weiterentwicklung von Mischverteilungsansätzen. In multivariaten Mischverteilungsansätzen werden unbekannte Gruppen in Umfragedaten als Komponenten (finite Mischungen) multivariater Normalverteilungen aufgefasst. Die angesprochenen Weiterentwicklungen betreffen die Einbeziehung exogener Variablen und der parametrischen Struktur von Kovarianzmatrizen, d.h. die Berücksichtigung unterschiedlicher kausaler Strukturen mit oder ohne unbeobachtete Variablen in den einzelnen Gruppen. Hier sind vor allem die Arbeiten von Stein (1997, 2000), Arminger und Stein (1997) sowie Arminger, Stein und Wittenberg (1999) zu nennen, die auf der Basis von Vorarbeiten von Yung (1994; vgl. auch Yung 1997) sowie DeSarbo und Cron (1988) entsprechende Erweiterungen des Mischverteilungsansatzes vorgenommen haben. Angewendet wurden diese Ansätze bisher auf Lebensstilvariablen (vgl. Stein 1997), auf Variablen der Lebenszufriedenheit (vgl. Stein 2000) und auf Einstellungen zur Integration von Ausländern (vgl. Faulbaum/Stein 2000). Ein alternatives Vorgehen ohne Einbeziehung exogener Variablen, unbekannte Gruppen mit unterschiedlichen Kausalstrukturen zu finden, stellen Jedidi, Jagpal und DeSarbo (1998) vor. Das vollständige zugrundegelegte Mischverteilungsmodell hat folgende mathematische Form:

$$f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i) = \sum_{k=1}^K \pi_k \phi(\mathbf{y}_i; \gamma_k + \Pi_k \mathbf{x}_i, \Sigma_k)$$

In dieser Formel bezeichnen  $K$  die Anzahl der Komponenten (Gruppen),  $\pi_k$  die mischenden Wahrscheinlichkeiten,  $\phi(\mathbf{y}_i; \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$  die auf die Komponenten  $k$  bedingten multivariaten Normalverteilungen des Vektors  $\mathbf{y}_i$  von Zufallsvariablen mit Mittelwertsvektoren  $\boldsymbol{\mu}_k$  und Kovarianzmatrizen  $\boldsymbol{\Sigma}_k$  als Verteilungsparametern.  $\boldsymbol{\gamma}_k$  bezeichnet den Vektor der Regressionskonstanten und  $\boldsymbol{\Pi}_k$  die Matrix der Regressionskoeffizienten, wobei für den Mittelwertsvektor  $\boldsymbol{\mu}_{ik}$  der bedingten Verteilung von  $\mathbf{y}_i$  gegeben Regressoren  $\mathbf{x}_i$  und die  $k$ -te Komponente gilt, dass  $\boldsymbol{\mu}_{ik} = \boldsymbol{\gamma}_k + \boldsymbol{\Pi}_k \mathbf{x}_i$ .  $\boldsymbol{\Sigma}_k$  ist auf die exogenen Variablen  $\mathbf{x}_i$  bedingte Kovarianzmatrix.

$\boldsymbol{\mu}_{ik}$  und  $\boldsymbol{\Sigma}_k$  können im Rahmen einer Spezifikation von Strukturgleichungsmodellen mit oder ohne latente Variablen weiter parametrisiert werden. Das Modell hat dann die Form:

$$f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i) = \pi_1 \phi(\mathbf{y}_i; \boldsymbol{\mu}_{i1}(\boldsymbol{\vartheta}), \boldsymbol{\Sigma}_1(\boldsymbol{\vartheta})) + \pi_2 \phi(\mathbf{y}_i; \boldsymbol{\mu}_{i2}(\boldsymbol{\vartheta}), \boldsymbol{\Sigma}_2(\boldsymbol{\vartheta})) \\ \dots + \dots \pi_K \phi(\mathbf{y}_i; \boldsymbol{\mu}_{iK}(\boldsymbol{\vartheta}), \boldsymbol{\Sigma}_K(\boldsymbol{\vartheta})).$$

Im Vektor  $\boldsymbol{\vartheta}$  werden die Parameter der Strukturgleichungsmodelle (z.B. Ladungen, Strukturkoeffizienten, Fehlervarianzen, etc.) gesammelt.

Für die Parameterschätzung bieten sich verschiedene ein- oder zweistufige Schätzstrategien an, die in Arminger/Stein/Wittenberg (1999) genauer beschrieben sind (für eine zusammenfassende Darstellung vgl. auch Faulbaum/Stein 2000). Alle Verfahren verwenden die ein oder andere Form des EM-Algorithmus. Im vorliegenden Fall wird das zweistufige Verfahren mit anschließender Optimierung durch einen einstufigen Algorithmus zugrundegelegt (vgl. Faulbaum/Stein 2000). Als EDV-Programm wurde MECOSA 3 (vgl. Arminger/Wittenberg/Schepers 1996) verwendet.

Von den vom Schätzalgorithmus gelieferten Ergebnissen werden hier nur die Anzahl der Gruppen (Komponenten) berichtet, nicht aber die geschätzten mischenden Wahrscheinlichkeiten, d.h., die Wahrscheinlichkeiten, dass ein Element der Population zu der betreffenden Gruppe gehört sowie die Parameter der Strukturgleichungsmodelle, also die gruppenspezifischen Ladungen und Fehlervarianzen der Messmodelle sowie die Einflussparameter der exogenen auf die endogenen sowie der endogenen auf die endogenen Variablen.

Die hier geschilderte Anwendung bezieht sich auf den Datensatz des ALLBUS 1998 und einige der dort erhobenen Variablen, die für das politische Teilnahmeverhalten mitbestimmend sein könnten. Dazu gehören die „Political Efficacy“, das politische Interesse, normative Vorstellungen zur politischen Partizipation sowie der Zufriedenheit von Regierung und Demokratie in der BRD. Unter Political Efficacy

wird das Gefühl verstanden, durch das eigene Verhalten Einfluss auf die Politik nehmen zu können (vgl. z.B. Campbell et al. 1954), wobei zwischen den Dimensionen interner und externer Political Efficacy unterschieden werden kann (vgl. Lane 1959, Balch 1974, Vetter 1997). Im zuerst genannten Fall geht es um die eigenen Mittel bzw. die eigenen Kompetenzen, auf die Politik Einfluss zu nehmen, im zweiten Fall um die Überzeugung, dass die Politiker auf das eigene Verhalten reagieren (Responsivität der Politiker und Volksvertreter). Ziel der Analyse war es herauszufinden, ob sich Gruppen finden lassen, die sich in der Bedeutung der Political Efficacy unterscheiden bzw. die durch unterschiedliche Messmodelle der Political Efficacy sowie durch unterschiedliche Beziehungen der Political Efficacy zu den oben aufgeführten weiteren Variablen charakterisiert werden können. Im Mittelpunkt stand also die Frage, ob sich Gruppierungen in der Gesellschaft finden lassen, die sich durch bestimmte Intensitätsmuster von Efficacy-Variablen, Partizipationsnormen, politischem Interesse und Zufriedenheit mit Regierung und Demokratie auszeichnen, ob es latente Merkmale gibt, die diese Muster erklären können und ob sich die Gruppen durch Einflussstrukturen zwischen diesen Variablen unterscheiden.

Die Ergebnisdarstellung erfolgt in der Form, dass zunächst über Anzahl und Umfang der aufgefundenen Gruppen berichtet wird, wobei die Identifikation der Anzahl auf der Basis eines Ad-hoc Tests auf die Anzahl der Komponenten (Gruppen) erfolgte. Anschließend werden die Gruppen durch die un konditionalen Mittelwerte der Variablen beschrieben. Schließlich wird über die unterschiedlichen kausalen Strukturen in den einzelnen Gruppen berichtet. Zum Verständnis der Darstellung ist es wichtig sich vor Augen zu halten, dass die Gruppen *unter der Bedingung* ausgewählter exogener Variablen wie Geschlecht, Alter, etc., gesucht wurden. Sowohl die eingeführten exogenen Variablen als auch die endogenen Variablen gehen in die Spezifikation der kausalen Abhängigkeiten in den einzelnen Gruppen ein. Bei der Interpretation der Ergebnisse muss die politische Situation vor der Bundestagswahl 1998 mit in das Kalkül einbezogen werden.

## 2. Ausgewählte Modellvariablen

In die Analyse wurden die folgenden endogenen und exogenen Variablen des ALLBUS 1998 einbezogen, wobei in Klammern die in den Tabellen und Abbildungen aus Platzgründen verwendeten mnemotechnischen Abkürzungen angegeben sind:

## Endogene Variablen:

- **V150 (KUEMM)**: Die Politiker kümmern sich nicht viel darum, was Leute wie ich denken (1: Stimme voll und ganz zu, 4: Stimme überhaupt nicht zu).
- **V153 (KOMPLEX)**: Die ganze Politik ist so kompliziert, dass jemand wie ich gar nicht versteht, was vorgeht(1: Stimme voll und ganz zu , 4: Stimme überhaupt nicht zu).
- **V154 (INTER)**: Die Politiker bemühen sich im Allgemeinen darum, die Interessen der Bevölkerung zu vertreten (1: Stimme voll und ganz zu, 4: Stimme überhaupt nicht zu).
- **V157 (ÜBERLASS)**: Politik sollte man den gewählten Volksvertretern überlassen (1: Stimme voll und ganz zu; 4:Stimme überhaupt nicht zu).
- **V160 (VOLKSAB)**: Volksabstimmungen sind ein notwendiger Bestandteil der Demokratie (1: Stimme voll und ganz zu, 4: Stimme überhaupt nicht zu).
- **V161 (DEMOGES)**: Demokratie sollte nicht auf den politischen Bereich beschränkt bleiben, sondern in allen gesellschaftlichen Bereichen verwirklicht werden (1: Stimme voll und ganz zu, 4: Stimme überhaupt nicht zu).
- **V162 (ZUFDEMO)**: Wie zufrieden sind Sie – alles in allem – mit der Demokratie, so wie sie in Deutschland besteht? (1: Sehr zufrieden, 6: Sehr unzufrieden).
- **V163 (REGLEIST)**: Wie zufrieden sind Sie – insgesamt betrachtet – mit den gegenwärtigen Leistungen der Bundesregierung? (1: Sehr zufrieden, 6: Sehr unzufrieden).
- **V169 (POLINT)**: Wie stark interessieren Sie sich für Politik: sehr stark, stark, mittel, wenig oder überhaupt nicht? (1:Sehr stark, 5:Überhaupt nicht).

## Exogene Variablen:

- **V3 (GEBIET)**: Erhebungsgebiet (0: Neue Bundesländer, 1: Alte Bundesländer).
- **V37 (ALTER)**: Alter in Jahren, geteilt durch 10.
- **V 141 (GESCHLECHT)**: Geschlecht des Befragten (0: Männlich, 1: Weiblich).
- **V142 (BILDUNG)**: Ausbildungsabschluss (0: kein Abitur, 1: Abitur).

Die Variablen V150 (KUEMM) und V153 (KOMPLEX) werden traditionell als Indikatoren für Externe bzw. Interne Efficacy angesehen (zum Überblick über Messmodelle der Political Efficacy vgl. Vetter 1997). V154 (INTER) würde man wohl eher der Externen Efficacy zuordnen. V157 (UEBERLASS), V160 (VOLKSAB) und V161 (DEMOGES) können als Partizipationsnormen aufgefasst werden.

### 3. Diskussion der Ergebnisse

#### 3.1 Anzahl und Größe der Gruppen

Im Regelfall ist die Anzahl der Komponenten einer Mischverteilung nicht a priori durch theoretische Vorannahmen festgelegt, sondern wird in der Analyse von Mischverteilungen geschätzt. Als Test auf die Anzahl der Komponenten eines Mischverteilungsmodells würde sich eigentlich ein Likelihood-Ratio-Test anbieten, wobei die Likelihood-Ratio-Statistik  $\lambda$  die Nullhypothese  $H_0: K = G$  Gruppen gegen die Alternativhypothese  $H_1: K = G + 1$  Gruppen prüft.

Wie mehrere Autoren festgestellt haben (vgl. MacLachlan/Basford 1988, Kap. 1.10), ist die Anwendung der Likelihood-Ratio-Statistik bei Mischverteilungen problematisch. Die Gründe hierfür sind zusammenfassend in Stein (1997) dargestellt. Deshalb ist man auf Ad-hoc-Methoden oder auf das parametrische Bootstrapverfahren angewiesen, um die Anzahl der Komponenten zu testen. Als Beispiel für ein Ad-hoc Verfahren ist das von Wolfe (1971) zu nennen. Wolfe fand in einer Simulationsstudie mit zwei Komponenten, dass die Verteilung der Likelihood-Ratio-Statistik  $\lambda$  unter der Nullhypothese  $G = 1$  Komponenten durch eine  $\chi^2_d$  - Verteilung mit  $d = 2(d_1 - d_0)$  Freiheitsgraden approximiert werden kann.

Die Nullhypothese wird auf dem Signifikanzniveau  $\alpha$  zurückgewiesen, wenn

$$\lambda > \chi^2_{(G+1)(d_1-d_0)}.$$

Statistisch korrekt, aber sehr aufwendig ist die Anwendung eines parametrischen Bootstrap-Verfahrens zur Schätzung der Verteilung von  $\lambda$ . Anwendungen des parametrischen Bootstraps finden sich in Stein (1997) sowie Arminger, Stein und Wittenberg (1999).

**Tabelle 1: Ergebnisse des Tests auf Anzahl der Komponenten**

Anzahl der Komponenten	Likelihood-Funktion für $K$	Likelihood-Ratio Teststatistik	df	$\pi$	$\alpha$
1	-31738.146	1042.472	180	0.318	0.000
2	-31216.910	531.389	270	0.448	0.000
3	-30951.216	197.054	360	0.234	1.000

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse eines Ad-hoc Tests auf die Anzahl der Komponenten. Jede Zeile der Tabelle enthält die Likelihood-Funktion und die Likelihood-Ratio-Teststatistik für ein spezifisches  $K$ . Der Likelihood-Ratio-Test testet die Nullhypothese  $H_0 : K = G$  Gruppen gegen die Alternativhypothese  $H_1 : K = G + 1$  Gruppen.

Die Tabelle zeigt, dass für alle  $K$  außer  $K = 3$  die Nullhypothese zurückgewiesen werden muss, da alle Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $\alpha$  kleiner als das Signifikanzniveau 0.05 sind. Da für  $K = 3$  gilt, dass  $\alpha = 1.000$ , kann die Nullhypothese  $K = 3$  nicht zurückgewiesen werden. Dies bedeutet, dass die Population in bezug auf die betrachteten Variablen heterogen ist und mutmaßlich aus drei verschiedenen Gruppen besteht.

Wie die Tabelle weiter zeigt, ergeben sich für die geschätzten mischenden Wahrscheinlichkeiten  $\pi$  die Werte  $\pi_1 = 0.318$ ,  $\pi_2 = 0.448$  und  $\pi_3 = 0.234$ . Dies bedeutet bei insgesamt in die Analyse einbezogenen  $N=2.667$  Befragten, dass die erste Gruppe aus 848 Befragten, die zweite Gruppe aus 1.195 Befragten und die dritte Gruppe aus 624 Befragten besteht.

### 3.2 Beschreibung der Komponenten durch unbedingte Mittelwerte

Einen ersten Eindruck der Komponenten erhält man, wenn man sich die unbedingten Mittelwerte der Variablen näher ansieht. Tabelle 2 gibt für jede Gruppe einen Überblick über die Mittelwerte aller Variablen.

**Tabelle 2: Unbedingte Mittelwerte**

Variablen	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3
<b>Exogene Variablen:</b>			
GEBIET (Ost/West)	0.651	0.684	0.721
BILDUNG	0.234	0.209	0.207
ALTER	4.907	4.795	4.740
GESCHLECHT	0.526	0.536	0.484
<b>Endogene Variablen:</b>			
KUEMM (V150)	1.775	2.021	2.072
KOMPLEX (V153)	2.782	2.679	2.610
INTER (V154)	2.873	2.730	2.916
UEBERLASS (V157)	2.893	2.664	2.569
VOLKSAB (V160)	0.966	1.647	2.151
DEMOGES (V161)	0.976	1.825	2.249
ZUFDEMO (V162)	3.234	2.622	3.671
REGLEIST (V163)	4.270	3.957	4.291
POLINT (V169)	2.732	2.987	2.994



Gruppe 1 zeichnet sich gegenüber den anderen beiden Gruppen durch eine besonders niedrige mittlere Einschätzung der Responsivität der Politiker (Variable KUEMM) bei gleichzeitig hohen Partizipationsnormen bzw. starke Forderung nach „mehr Demokratie“ aus. Entsprechend sind die mittleren Zufriedenheitswerte mit der Demokratie in der BRD und den Leistungen der Regierung am geringsten. Sie umfasst die geringste Anzahl von Westdeutschen.

Gruppe 3 weist ähnlich geringe Zufriedenheiten mit der Demokratie in der Bundesrepublik und den Leistungen der Bundesregierung bei eher niedrigen Partizipationsnormen aus. Die Gruppe sieht die Verantwortung für die Politik eher bei den Volksvertretern und steht einer Ausweitung der demokratischen Rechte eher skeptisch gegenüber. Es liegt die Vermutung nahe, dass die Unzufriedenheiten dieser Gruppe mit der Demokratie in der BRD eher auf Vorbehalte gegenüber der bestehenden politischen Ordnung zurückgehen. Angesichts der politischen Situation in der Bundesrepublik vor der Bundestagswahl 1998 könnte die Unzufriedenheit auch als Unzufriedenheit mit der Art und Weise gewertet werden, wie die Bundesregierung die ihr obliegende politische Verantwortung wahrgenommen hat. Diese Gruppe hat den geringsten Umfang und enthält die meisten Männer und die meisten Befragten aus den alten Bundesländern.

Gruppe 2 besteht aus der höchsten Anzahl von Befragten und weist die höchsten mittleren Zufriedenheitswerte auf. Sie stellen stärkere demokratische Forderungen als Gruppe 3. Ihr politisches Interesse ist größer als das von Gruppe 1 und ähnlich hoch wie das von Gruppe 3.

### **3.3 Ergebnisse der Modellanpassung**

#### **3.3.1 Anpassungsbeurteilung**

Im Folgenden werden die Ergebnisse der simultanen Anpassung der kausalen Modelle in den einzelnen Gruppen dargestellt (vgl. Tabelle 3). Die Modellanpassung basiert auf einer Minimum-Distanz-Schätzung, bei der die Strukturparameter der Kovarianzstrukturmodelle (z.B. Ladungen der Indikatoren auf den latenten Variablen, die Fehlervarianzen, die Strukturkoeffizienten, etc.) in den Gruppen so geschätzt werden, dass die Distanz zwischen den Parameterschätzungen der Regression der exogenen Variablen auf die endogenen Variablen und den durch die Strukturparameter vorhergesagten Regressionsparameter ein Minimum ergeben.

**Tabelle 3: Anpassungsindizes des Gesamtmodells**

$\chi^2_M$	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
896.000 (df = 88)	0.998	0.995	0.998	0.520

In der Tabelle bezeichnen  $\chi^2_M$  den  $\chi^2$ -Wert des betrachteten Modells, NFI den Normed Fit Index, NNFI den Nonnormed Fit Index, CFI den Comparative Fit Index und RMSEA den Root Mean Square Error of Approximation.

Ein Vergleich von  $\chi^2_M$  mit dem  $1 - \alpha$  - Quantil einer zentralen  $\chi^2$  - Verteilung mit df = 88 Freiheitsgraden ergibt, dass die Überschreitungswahrscheinlichkeit kleiner als 0.5 ist, was zu einer Zurückweisung des Modells führen müsste.

Auf der anderen Seite wäre ein anderes Ergebnis aufgrund des großen Stichprobenumfangs auch nicht zu erwarten gewesen. Die Höhe des RMSEA deutet auf eine weitere Verbesserungsfähigkeit des Gesamtmodells hin. Angesichts der Größe von NFI, NNFI und CFI nahe 1.000 und angesichts des Sachverhalts, dass die residualen Kovarianzen der hier nicht abgebildeten residualen Kovarianzmatrix ausreichend klein sind, kann die Modellanpassung als akzeptabel eingestuft werden, zumal davon auszugehen ist, dass weitere Modellmodifikationen die Stichprobenabhängigkeit der Ergebnisse verstärkt hätten.

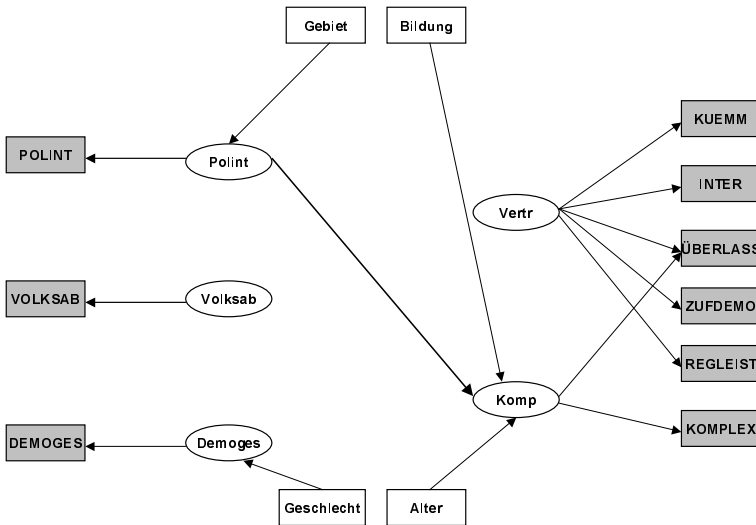
Bei der Anwendung von Anpassungsindizes zur Beurteilung der Anpassungsgüte der Kovarianzstrukturmodelle in den Gruppen muss die besondere Form der Minimum-Distanz-Schätzung für das oben beschriebene konditionale Mischverteilungsmodell berücksichtigt werden. Inkrementelle Anpassungsindizes müssen an die konditionale Modellspezifikation angepasst werden (vgl. Stein 1997). Bei den inkrementellen Anpassungsindizes NFI (Normed Fit Index), NNFI (Nonormed Fit Index) und CFI (Comparative Fit Index), die im Rahmen der traditionellen Analyse von Kovarianzstrukturen verwendet werden, wird die Anpassung des analysierten Modells mit der des Unabhängigkeitsmodell verglichen, bei dem nur die Diagonalelemente der Kovarianzmatrix der beobachteten Variablen als von Null verschieden angenommen werden. Implizit werden dabei die Mittelwerte freigesetzt, da nur die Matrix der zweiten Momente betrachtet wird. Im Fall einer Mischverteilung werden die Regressionskoeffizienten freigesetzt, die bedingten Kovarianzmatrizen  $\Sigma_k$  werden als Diagonalmatrizen angenommen. Schließlich wird für alle Komponenten angenommen, dass die Regressionskoeffizienten gleich sind. Dies entspricht der

Hypothese einer Homogenität der Wirkungen der abhängigen auf die unabhängigen Variablen.

### 3.3.2 Ergebnisse für Gruppe 1

Im Folgenden sollen die einzelnen Komponenten hinsichtlich ihrer auf die exogenen Variablen bedingten kausalen Modelle charakterisiert werden. Dabei werden zunächst die Ergebnisse für die erste Gruppe vorgestellt. In Abbildung 1 ist das Kausalmodell für diese Gruppe graphisch dargestellt. Wie aus der Abbildung, in die nur die statistisch signifikanten Einflussbeziehungen aufgenommen worden sind, ersichtlich, enthält dieses Modell insgesamt fünf endogene Faktorvariablen, von denen zwei latente Variablen mit jeweils fünf bzw. zwei Indikatoren darstellen.

Abbildung 1: Kausalmodell für Gruppe 1



Um eine Interpretation der latenten Variablen vornehmen zu können, ist eine Inspektion der Ladungen der Indikatoren unerlässlich. Tabelle 4 enthält die Ladungen der Indikatoren, die Varianzen der Messfehler (in der Spalte „Fehler“) und die addi-

tiven Konstanten. Die Kovarianzen zwischen unterschiedlichen Indikatoren wurden auf Null gesetzt, so dass über diese nicht berichtet werden muss. Wie Tabelle 4 noch einmal zeigt, besteht das Messmodell von Gruppe 1 aus fünf Faktorvariablen, wobei die Variablen **Volksab**, **Demoges** und **Polint** identisch sind mit den entsprechenden beobachteten Indikatoren VOLKSAB (V160), DEMOGES (V161) und POLINT (V169).

**Tabelle 4: Messmodell für Gruppe 1**

Items	Konstante	Ladungen					Fehler
		Vertr	Komp	Volkab	Demoges	Point	
KUEMM	1.650* (18.383)	1.000	–	–	–	–	0.479 (13.598)
KOMPLEX	2.781* (30.785)	–	1.000	–	–	–	0.748 (13.102)
INTER	3.085 (26.858)	-1.373* (-5.796)	–	–	–	–	0.344 (8.119)
UEBERLASS	3.186* (28.045)	-0.526* (-2.787)	1.2484* (3.757)	–	–	–	0.617 (10.157)
VOLKSAB	0.894* (73.283)	–	–	1.000	–	–	0.000 (0.000)
DEMOGES	0.982* (77.283)	–	–	–	1.000	–	0.000 (0.000)
ZUFDEMO	3.537* (28.124)	-1.478* (-5.984)	–	–	–	–	0.000 (0.000)
REGLEIST	4.449* (39.592)	-1.184* (-5.407)	–	–	–	–	0.000 (0.000)
POLINT	2.754* (43.591)	–	–	–	–	1.000	0.000 (0.000)

\*signifikant auf dem 5%-Niveau

Beim ersten Faktor „Vertrauen“ (**Vertr**) handelt es sich um eine latente Variable, welche die Variablen der Zufriedenheit mit Demokratie und Regierungsleistungen sowie die Variablen INTER (V154), ÜBERLASS (V157) schwach negativ, die Variable KUEMM (V150) aber positiv beeinflusst. Die Ausprägungen der Individuen auf diesem Faktor steigen mit wachsender Zufriedenheit mit Regierung und Demokratie, mit zunehmender Intensität der Überzeugung, dass Politiker die Interessen der Bevölkerung vertreten, dass man die Politik den Politikern überlassen sollte und dass Politiker sich darum kümmern, was die Leute denken, steigen. Dieser Faktor

scheint wohl am ehesten eine Intensitätsdimension des allgemeinen Vertrauens in die Politik und die Politiker der zum Zeitpunkt der Umfrage regierenden Koalition und die durch sie in der Bundesrepublik praktizierten Demokratie zu repräsentieren. Der Aspekt des Vertrauens manifestiert sich im Kontext der übrigen Indikatoren vor allem im Grad der Zustimmung zur Aussage, dass man die Politik den gewählten Volksvertretern überlassen sollte. Dieser Indikator fehlt in den übrigen Gruppen. Eine Erklärung hierfür wäre, dass die Variable V157 in einer Gruppe besonders akzentuiert wird, die verstärkt für die Ausdehnung demokratischer Rechte eintritt. In einer nur geringen Intensität der Zustimmung zu diesem Item drücken sich Zweifel an der universellen Kompetenz der Volksvertreter und eine Betonung eigener politischer Handlungskompetenzen aus. Durch die Einbettung in die Menge der übrigen Indikatoren bekommt eine Abnahme des Vertrauens in die Politiker die zusätzliche Konnotation einer Abnahme des Vertrauens in deren Handlungskompetenz.

Der zweite als **Komp** bezeichnete Faktor ist positiv korreliert mit den Indikatoren KOMPLEX und ÜBERLASS; d.h. die Ausprägungen auf dieser latenten Variablen steigen mit abnehmender Zustimmung, dass die Politik zu kompliziert ist und dass man die Politik den Politikern überlassen sollte. Er repräsentiert wohl am ehesten den Glauben an die eigene Kompetenz bei starker Betonung der kognitiven Kompetenz. Insofern stellt er eine Komponente der Internen Efficacy dar.

Tabelle 5 gibt einen Überblick über die Einflussstärken der exogenen Variablen. Sie zeigt einen positiven Einfluss des Erhebungsgebiets auf den ersten Faktor. Unter Zugrundelegung der obigen Interpretation dieses Faktors als Faktor des Vertrauens in die Politik würde dies bedeuten, dass dieses Vertrauen 1998 im Westen stärker ausgeprägt war als im Osten. Wie zu erwarten hat die Bildung einen positiven Einfluss auf den Faktor **Komp** sowie einen negativen Einfluss auf das politische Interesse. Das Geschlecht hat in Gruppe 1 einen positiven Einfluss auf das politische Interesse in dem Sinne, dass das politische Interesse der Frauen leicht geringer ist als das der Männer.

Die Einflüsse der Faktorvariablen ergeben sich aus Abbildung 1. Als einziger signifikanter Einfluss ergab sich ein negativer Einfluss des politischen Interesses auf den Kompetenzfaktor ( $\beta_{32} = -0.109; t = -3.265$ ).

Dies würde bedeuten, dass mit zunehmendem politischen Interesse der Glaube an die eigene politische Kompetenz steigt.

**Tabelle 5: Wirkungen der exogenen Variablen in der Gruppe 1**

	Exogene Variablen			
	<i>GEBIET</i>	<i>BILDUNG</i>	<i>ALTER</i>	<i>GESCHLECHT</i>
<b>Vertr</b>	0.181* (3.364)	0.095 (1.081)	0.005 (0.350)	0.000 (0.000)
<b>Komp</b>	0.000 (0.000)	0.309* (3.670)	-0.035* (-2.233)	0.000 (0.000)
<b>Volksab</b>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Demoges</b>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Polint</b>	0.000 (0.000)	-0.441* (-4.341)	0.000 (0.000)	0.215* (2.769)

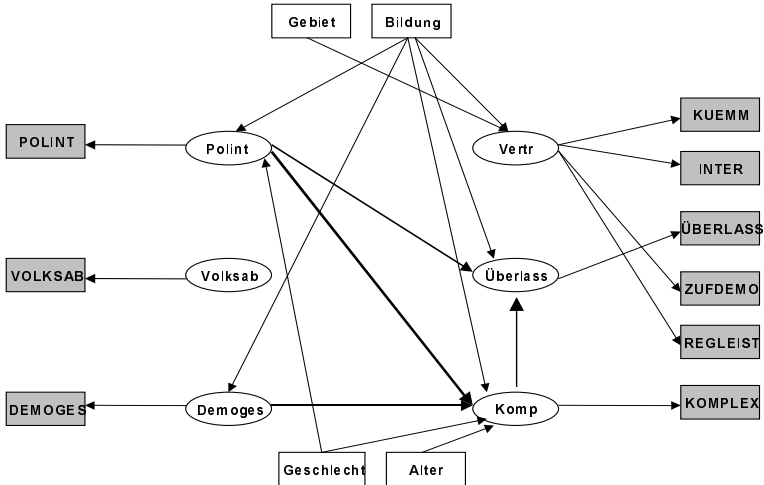
\*signifikant auf dem 5%-Niveau

### 3.3.3 Ergebnisse für Gruppe 2

In Abbildung 2 ist das Kausalmodell für Gruppe 2 dargestellt. Wie aus ihr und den Ladungen des Messmodells in Tabelle 6 zu ersehen ist, ergab sich für diese Gruppe nur noch *ein* Faktor mit multiplen Indikatoren. Er besitzt bis auf den Indikator ÜBERLASS (V157) die gleichen Indikatoren wie in Gruppe 1, deren Ladungen auch das gleiche Vorzeichen aufweisen. Der Vertrauensfaktor repräsentiert damit nur noch das Vertrauen in die Responsivität der Politiker, aber nicht mehr das Vertrauen in deren Handlungskompetenz. Die Variable ÜBERLASS repräsentiert nunmehr eine eigenständige, vom Faktor Vertr unabhängige Faktorvariable Überlass.

Der Kompetenzfaktor fällt nunmehr mit der beobachteten Variablen KOMPLEX zusammen, repräsentiert also die rein kognitive, informative Kompetenz. Wir sehen bereits an dieser Stelle, wie heterogen sich die Population hinsichtlich der Messmodelle erweist.

**Abbildung 2: Kausalmodell für Gruppe 2**



**Tabelle 6: Messmodell für Gruppe 2**

Items	Konstante	Ladungen						Fehler
		Vertr	Komp	Volksab	Demoges	Polint	Überlass	
KUEMM	1.714* (30.410)	1.000	-	-	-	-	-	0.390 (10.873)
KOMPLEX	2.941* (29.904)	-	1.000	-	-	-	-	0.000 (0.000)
INTER	3.087* (61.027)	-0.936* (-9.002)	-	-	-	-	-	0.324* (11.282)
ÜBERLASS	2.805* (44.826)	-	-	-	-	-	1.000	-37275* (342.111)
VOLKSAB	1.629* (60.783)	-	-	1.000	-	-	-	0.000 (0.000)
DEMOGES	1.872* (70.734)	-	-	-	1.000	-	-	0.000 (0.000)
ZUFDEMO	2.884* (55.625)	-0.921* (-8.030)	-	-	-	-	-	0.000 (0.000)
REGLEIST	4.262* (66.601)	-0.653* (-5.432)	-	-	-	-	-	0.000 (0.000)
POLINT	2.839* (44.069)	-	-	-	-	1.000	-	0.000 (0.000)

\*signifikant auf dem 5%-Niveau

Tabelle 7 zeigt die Höhe der in Abbildung 2 dargestellten Einflüsse der exogenen Variablen auf die endogenen Faktorvariablen. Wie in Gruppe 1 ergibt sich ein Einfluss des Erhebungsgebiets auf **Vertr**. Die Variable Bildung hat positive Einflüsse auf **Vertr**, **Komp** und auf **Überlass**; d.h. mit zunehmender Bildung steigt in dieser Gruppe der Glaube an die Responsivität der Politiker und die Überzeugung, politische Vorgänge zu verstehen bei gleichzeitig steigender Skepsis, den Politikern das Feld der Politik zu überlassen. Negative Einflüsse von Bildung ergeben sich für **Demoges** und **Polint**; d.h. mit steigender Bildung steigen der Wunsch nach Ausdehnung der Demokratie auf weitere Bereiche außerhalb der Politik sowie das politische Interesse. Das Alter hat einen leicht negativen Einfluss auf **Komp**; d.h. mit zunehmendem Alter wird nach Selbsteinschätzung die Politik für den Einzelnen undurchschaubarer. Die Variable Geschlecht hat ebenfalls einen negativen Einfluss auf **Komp** sowie einen positiven Einfluss auf **Polint**; d.h. Frauen bekennen sich eher zu einem mangelnden Verständnis politischer Vorgänge als Männer und sind nach Selbsteinschätzung politisch weniger interessiert.

**Tabelle 7: Wirkungen der exogenen Variablen in der Gruppe 2**

	Exogene Variablen			
	<i>GEBIET</i>	<i>BILDUNG</i>	<i>ALTER</i>	<i>GESCHLECHT</i>
<b>Vertr</b>	0.365* (6.515)	0.144* (2.285)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Komp</b>	0.000 (0.000)	0.346* (4.091)	-0.039* (-2.2871)	-0.149* (-2.298)
<b>Volksab</b>	0.000 (0.000)	-0.036 (-0.704)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Demoges</b>	0.000 (0.000)	-0.218* (-4.394)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Polint</b>	-0.101 (-1.614)	-0.519* (-6.500)	0.000 (0.000)	0.485* (8.205)
<b>Überlass</b>	-0.097 (-1.357)	0.201* (2.525)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

\* signifikant auf dem 5%-Niveau

Die Struktur der Abhängigkeiten zwischen den endogenen Variablen geht aus Abbildung 2 hervor. Die Höhe der Einflüsse der endogenen Variablen untereinander sind für diese Gruppe ebenfalls nicht in einer separaten Tabelle dargestellt. Die mit der Variablen KOMPLEX (V153) identische Faktorvariable **Komp** hat einen signifikant po-

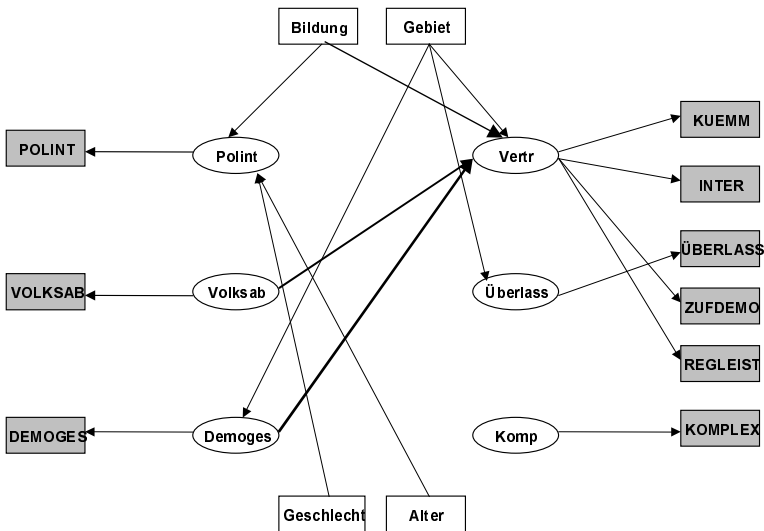


sitiven Effekt auf die Variable **Überlass** (V157), ( $\beta = 0.113; t = 2.921$ ). D.h.: Je stärker das Vertrauen in das Verständnis politischer Vorgänge, desto geringer die Bereitschaft, die Politik den gewählten Volksvertretern zu überlassen. Die Variable DEMOGES (V161) hat einen signifikant negativen Einfluss auf **Komp**; d.h. je stärker die Meinung vertreten wird, die Demokratie sollte auf weitere Bereiche ausgedehnt werden, desto größer das Vertrauen an den eigenen politischen Durchblick. Die Variable politisches Interesse hat einen negativen Einfluss auf **Komp** und **Überlass**; d.h. mit steigendem politischem Interesse steigen der Glaube an die Verstehbarkeit politischer Vorgänge und die Skepsis, die Verantwortung für Politik den gewählten Volksvertretern zu überlassen.

### 3.3.4 Ergebnisse für Gruppe 3

Abbildung 3 zeigt das Kausalmodell für Gruppe 3. Wie zu erkennen ist, ist die Indikatorenstruktur der Messmodelle identisch mit der für Gruppe 2.

**Abbildung 3: Kausalmodell für Gruppe 3**



Die Ladungen sind in Tabelle 8 wiedergegeben. Wie zu ersehen ist, weisen die Indikatoren für den ersten Faktor die gleichen Vorzeichen wie in Gruppe 2 auf. Auch die Größenverhältnisse sind innerhalb der beiden Gruppen identisch, so dass sich eine ähnliche Interpretation der Messmodell ergibt.

Die Einflussstärken der in Abbildung 3 dargestellten Wirkungen der exogenen Variablen auf die Faktorvariablen finden sich Tabelle 9. Wie man bereits der Abbildung 2 entnehmen kann, ergaben sich häufiger signifikante Einflüssen des Erhebungsbereichs. Letzteres wirkt sich nicht nur wie in Gruppe 2 auf **Vertr** aus, sondern auch auf **Demoges** (V161) und **Überlass** (V157), wobei der Einfluss auf **Überlass** negativ ist. Wir haben in dieser Gruppe also die Situation, dass in den alten Bundesländern einer Ausweitung der Demokratie auf weitere Bereiche in geringerem Ausmaß zugestimmt wird als in den neuen Bundesländern und dass in den alten Bundesländern die Skepsis gegenüber den Volksvertretern größer ist.

**Tabelle 8: Messmodell für Gruppe 3**

Items	Konstante	Ladungen						Fehler
		Vertr	Komp	Volksab	Demoges	Polint	Überlass	
KUEMM	1.854* (24.540)	1.000	-	-	-	-	-	0.636* (8.480)
KOMPLEX	2.600* (32.938)	-	1.000	-	-	-	-	0.000 (0.000)
INTER	3.125* (45.256)	-1.193* (-5.864)	-	-	-	-	-	0.559* (11.005)
ÜBERLASS	2.790* (27.424)	-	-	-	-	-	1.000	0.000 (0.000)
VOLKSAB	2.087* (21.284)	-	-	1.000	-	-	-	0.000 (0.000)
DEMOGES	2.023* (19.801)	-	-	-	1.000	-	-	0.000 (0.000)
ZUFDEMO	4.387* (30.085)	-3.342* (-5.986)	-	-	-	-	-	0.000 (0.000)
REGLEIST	4.931* (35.863)	-3.014* (-5.986)	-	-	-	-	-	0.000 (0.000)
POLINT	3.645* (24.640)	-	-	-	-	1.000	-	0.000 (0.000)

\* signifikant auf dem 5%-Niveau

Die Bildung wirkt sich dagegen in dieser Gruppe nur auf **Vertr** und auf **Polint** aus. Die Wirkung der Variablen **ALTER** wirkt sich im Unterschied zu den übrigen auf das politische Interesse in der Richtung aus, dass das politische Interesse mit zunehmendem Alter stärker wird. Das Geschlecht hat wie in Gruppe 1 nur eine Wirkung auf politisches Interesse.

**Tabelle 9: Wirkungen der exogenen Variablen in der Gruppe 3**

	<b>Exogene Variablen</b>			
	<i>GEBIET</i>	<i>BILDUNG</i>	<i>ALTER</i>	<i>GESCHLECHT</i>
<b>Vertr</b>	0.222* (4.101)	0.133* (2.512)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Komp</b>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Volksab</b>	0.183* (1.774)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Demoges</b>	0.273* (2.546)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Polint</b>	0.000 (0.000)	-0.795* (-5.412)	-0.128* (-4.872)	0.444* (4.393)
<b>Überlass</b>	-0.295* (-2.533)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

Was die Beziehungen der endogenen Variablen untereinander angeht, so sind die signifikanten, in Abbildung 3 dargestellten Einflüsse der Faktoren **Volksab** (V160) ( $\beta_{31} = 0.09; t = 3.591$ ) und **Demoges** (V161) ( $\beta_{41} = 0.080; t = 3.111$ ) auf **Vertr** zu schwach, um in eine inhaltliche Interpretation einbezogen zu werden. Alle anderen Einflussgrößen liegen unterhalb der Signifikanzgrenze.

#### 4. Zusammenfassung und Interpretation

Ziel der hier vorgestellten Analyse war es, die Anwendung eines Mischverteilungsansatzes zur Aufdeckung unbekannter Gruppierungen mit noch unbekanntem gruppenspezifischen kausalen Strukturen, insbesondere gruppenspezifischen Messmodellen in den Daten des ALLBUS 1998 vorzustellen. Die für die Analyse ausgewählten Variablen standen im Zusammenhang mit dem politischen Teilnahmeverhalten und seinen einstellungsbezogenen Voraussetzungen. Einbezogen wurden auch die Zufriedenheiten mit Regierungsleistungen und Demokratie. Das Verfahren ist in der Lage, mit den Gruppen zugleich auch deren Kausalstruktur aufzudecken und damit herauszufinden, ob eine Population hinsichtlich der Konstruktvaliditäten von Variablen homogen ist.

Die Ergebnisse der Analyse zeigen eindrucksvoll, wie heterogen die Population hinsichtlich der Messmodelle und der Abhängigkeitsstrukturen einzuschätzen ist. Auf-

gefunden werden konnten drei Gruppen, wobei bereits vor einer Beurteilung der Kausalstruktur vorgenommene Inspektion der Mittelwerte der in die statistische Analyse einbezogenen Variablen deutlichen Gruppenunterschiede offenbarte.

Die erste Gruppe zeichnete sich durch eine eher geringe mittlere Einschätzung der Responsivität der Politiker, repräsentiert durch die Variable KUEMM (V150) aus. Die mittleren Zufriedenheiten mit Regierungsleistungen und praktizierter Demokratie sind in dieser Gruppe ebenfalls am geringsten. Zugleich werden die Forderungen nach einer Ausdehnung der Demokratie und Volksabstimmung in dieser Gruppe stärker vertreten. Diese Gruppe fordert also mehr Teilnahme, wobei offen bleiben muss, ob die geringe Einschätzung der Responsivität hierfür ursächlich ist. Eine Charakterisierung der Messmodelle in dieser Gruppe ergab zwei latente Variablen, die als Vertrauen in die Politiker und die Politik sowie als Selbstzuschreibung von politischer Eigenkompetenz durch die Befragten interpretiert wurden. Es ist für diese Gruppe kennzeichnend, dass in den Konnotationen der latenten Variablen die Handlungskompetenz immer mit akzentuiert wird. Der Grad der Selbstzuschreibung politischer Kompetenz hängt dabei signifikant vom politische Interesse ab.

Diese Struktur findet sich in den übrigen Gruppen nicht wieder. Die Variable V157 („Politik sollte man den gewählten Volksvertretern überlassen“) findet sich nunmehr als eigenständige Variable wieder und verliert ihre Funktion als Indikator für irgendein Konstrukt. Dadurch verliert der Kompetenzfaktor den Aspekt der Handlungskompetenz und wird zur rein kognitiven Kompetenz. Allerdings ergab sich für Gruppe 2, dass mit zunehmender Selbstzuschreibung kognitiver Kompetenz der Grad von Zuschreibung von Handlungskompetenz an die Politiker abnimmt; d.h. in Gruppe 2 ergibt sich ein einseitig gerichteter Zusammenhang zwischen beiden Variablen.

Wie die Betrachtung der Mittelwerte der analysierten Variablen ergab, weist Gruppe 3 wie Gruppe 1 Zufriedenheiten mit der Demokratie und den Regierungsleistungen auf, die über der in Gruppe 2 liegen. Im Unterschied zu Gruppe 1 ist Gruppe 3 aber eher gegen Ausweitungen demokratischer Rechte. Das Messmodell sieht ähnlich aus wie in Gruppe 2. Im Unterschied zu den beiden übrigen Gruppen ergibt sich aber kein Zusammenhang mehr zwischen der Selbstzuschreibung eigener kognitiver Kompetenz und der Zuschreibung von Handlungskompetenz an die Politiker. Offensichtlich hat hier die Selbstzuschreibung keine Referenz mehr auf den Mangel an Politikerkompetenz. Die Vermutung liegt nahe, dass es sich bei dieser Gruppe um die politisch eher Passiven und Verzagten handelt.

Zusammenfassend ergibt sich, dass die unbeobachtete Heterogenität bei teilnahmebezogenen Variablen eine Rolle spielt und nicht davon ausgegangen werden kann,

dass in allen Gruppierungen die gleiche Abhängigkeits- und Indikatorenstruktur vorliegt. Leider müssen die Interpretationen der Faktoren noch als vorläufig gelten. Erst die Einbeziehung weiterer Indikatoren und eine Charakterisierung durch weitere Merkmale würde hier mehr Interpretationssicherheit bringen.

## Korrespondenzadresse

*Prof. Dr. Frank Faulbaum  
Gerhard-Mercator-Universität Duisburg  
FB 1 Soziologie  
Lotharstraße 65  
D-47048 Duisburg  
Tel.: 0203/379-2532 (-2804 Sekretariat)  
Fax: 0203/379-4350  
E-Mail: [faulbaum@uni-duisburg.de](mailto:faulbaum@uni-duisburg.de)*

## Literatur

- Arminger, G./Stein, P., 1997: Finite mixtures of covariance structure models with regressors. *Sociological Methods & Research* 26, 148-182.
- Arminger, G./Stein, P./Wittenberg, J., 1999: Mixtures of conditional mean- and covariance structure models. *Psychometrika* 64, 475-494.
- Balch, G.I., 1974: Multiple indicators in survey research: The concept of "Sense of Political Efficacy". *Political Methodology* 1, 1-43.
- Bollen, K. A., 1989: *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Campbell, A./Gurin, G./Miller, W.F., 1954: *The voter decides*. New York: Wiley.
- DeSarbo, W. S./Cron, W. L., 1988: A maximum likelihood methodology for clusterwise linear regression. *Journal of Classification* 5, 249-282.
- Faulbaum, F./Stein, P., 2000: Wie homogen sind Einstellungen gegenüber Ausländern? Zur Aufdeckung und Modellierung unbeobachteter Heterogenität in Umfragedaten. S. 486-518 in: Alba, R./Schmidt, P./Wasmer, M. (Hrsg.), *Deutsche und Ausländer: Freunde, Fremde oder Feinde?* Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Jedidi, K./Jagpal, H.S./DeSarbo, W.S., 1997: Finite-mixture structural equation models for response-based segmentation and unobserved heterogeneity. *Marketing Science* 16, 1997, 39-59.
- Lane, R.E., 1959: *Political life. Why people get involved in politics*. Glencoe: Free Press.

- Loehlin, J.C., 1998: *Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Analysis*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- McLachlan, G. J./Basford, K.E., 1988: *Mixture Models*. New York: Marcel Dekker.
- Stein, P., 1997: *Konstruktion und sozialwissenschaftliche Anwendung finiter Mischungen von Kovarianzstrukturmodellen*. Köln: Eul-Verlag.
- Stein, P., 2000: Modelle zur Aufdeckung unbeobachteter Heterogenität bei der Erklärung von Lebenszufriedenheit. *Zeitschrift für Soziologie* 29, 138-159.
- Vetter, A., 1997: *Political Efficacy: Alte und neue Meßmodelle im Vergleich*. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 49, 53-73.
- Wolfe, J.H., 1971: *A Monte Carlo Study of the sampling distribution of the likelihood ratio or mixtures of multinormal distributions*. Technical Bulletin STB 72-2. San Diego: U.S. Naval Personnel and Training Research Laboratory.
- Yung, Y.F., 1994: *Finite mixtures in confirmatory factor-analytic models*. Dissertation, University of California at Los Angeles, Department of Psychology.
- Yung, Y.F., 1997: *Finite mixtures in confirmatory factor-analysis models*. *Psychometrika* 62, 297-330.