

**SISS:**

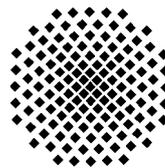
**Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart**

**No. 2 / 2000**

**Längsschnittanalysen mit  
latenten Wachstumskurvenmodellen  
in der politischen Sozialisationsforschung**

**Dieter Urban**

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie I  
70174 Stuttgart**



**IfS**

ISSN 0945-9197

**SISS:**  
**Schriftenreihe**  
**des Instituts für Sozialwissenschaften**  
**der Universität Stuttgart: No. 2 / 2000**

---

**Längsschnittanalysen mit**  
**latenten Wachstumskurvenmodellen**  
**in der politischen Sozialisationsforschung**

Dieter Urban

---

**Institut für Sozialwissenschaften**  
**Abteilung für Soziologie I**  
**Universität Stuttgart**

**70174 Stuttgart**

Längsschnittanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen  
in der politischen Sozialisationsforschung.

**Z u s a m m e n f a s s u n g:** Die Studie beschreibt die Möglichkeiten von latenten Wachstumskurvenmodellen zur Analyse von Längsschnittdaten am Beispiel einer Untersuchung aus der politischen Sozialisationsforschung. Dabei vergleicht sie die Vor- und Nachteile der latenten Wachstumskurvenanalyse mit denjenigen einer latenten, autoregressiven Stabilitätsanalyse am Beispiel einer Anwendung, in der die Herausbildung von politischen Einstellungen gegenüber Ausländern unter adolescenten Jugendlichen zwischen deren 15ten und 17ten Lebensjahr untersucht werden soll. Die Studie bestimmt das latente Wachstumskurvenmodell als latentes Strukturgleichungsmodell und zeigt, wie ein solches Modell entsprechend des Bentler-Weeks-Ansatzes spezifiziert, geschätzt und interpretiert werden kann. Die Studie zeigt am Beispiel der intergenerativen Transmission von Einstellungen zwischen Müttern und ihren Kindern, in welcher Weise sich autoregressive Stabilitäts- und Wachstumskurvenanalysen gegenseitig ergänzen können.

Longitudinal Analysis by Latent Growth Curve Modeling  
in the Field of Political Socialization Research.

**A B S T R A C T:** The research report describes the possibilities of latent growth curve models for the analysis of longitudinal data by discussing the results of a case study on processes of political socialization. It compares the advantages and disadvantages of latent growth curve analysis with latent autoregressive stability analysis by using an empirical application focussing on the formation of political attitudes among adolescents between 15 and 17 years of age. The study defines the latent growth curve model as a latent structural model and shows how to specify, estimate, and interpret such a model, utilizing the Bentler-Weeks approach. Analyzing the intergenerative transmission of attitudes between mothers and their children the study illustrates how autoregressive stability analysis and growth analysis compliments each other.

## 1 Die Analyse von Sozialisationsprozessen im Strukturmodell<sup>1)</sup>

Der Erwerb und die Vermittlung von politisch relevanten Einstellungen betreffen zwei der zentralen Themen der politischen Sozialisationsforschung. Beide müssen als dynamische Mechanismen der politischen Sozialisation verstanden werden, so daß für ihre quantitative Erforschung eine statistische Modellierungstechnik benötigt wird, die die Dynamik dieser Mechanismen gegenstandsadäquat analysieren kann.

Die folgende Studie erläutert die Vor- und Nachteile einer statistischen Technik, mit der im Kontext von latenten Strukturgleichungsmodellierungen zeitdynamische Einstellungsanalysen durchgeführt werden können. Die Studie verdeutlicht die analytischen Möglichkeiten dieser Modelltechnik, der sog. "latenten Wachstumskurven-Analyse", am Beispiel einer Untersuchung zur Herausbildung ausländerablehnender Einstellungen unter Jugendlichen und thematisiert auch den Einfluss, der von Einstellungen der Eltern, speziell von Einstellungen der Mütter, auf den Prozess der Einstellungsbildung unter Jugendlichen (bzw. auf die Einstellungsbildung unter den Kindern dieser Mütter) ausgehen kann.

Am Beispiel einer substanziellen Analyse mit hoher gesellschaftspolitischer Relevanz soll hier eine leistungsstarke Modelltechnik vorgestellt werden, die auch von Nicht-Statistik-Experten zur Untersuchung von Prozessen der latenten Einstellungsbildung im Bereich der politischen Sozialisation anwendbar ist.

Eine solche sozialwissenschaftliche Analyse der Herausbildung, Veränderung und Stabilisierung von ausländerablehnenden Einstellungen muss, wie jede andere prozess-orientierte Einstellungsanalyse auch, eine Vielzahl von methodologischen Problemen lösen. Dazu gehören u.a. auch die folgenden Probleme:

- Ausländerablehnende Einstellungen sind keine manifesten sondern latente Größen, die weder direkt noch fehlerfrei gemessen werden können. In der empirischen Erhebung und in der statistischen Auswertung sollten deshalb nur solche Verfahren eingesetzt werden, die trotz dieser Messprobleme reliable und valide Resultate erbringen können.

---

1) Diese Studie entstand im Kontext eines Forschungsprojektes, das mit finanzieller Unterstützung der Volkswagenstiftung durchgeführt wurde.

- Die Formierung von Einstellungen in speziellen Altersgruppen ist nur als zeitabhängiger Prozess zu verstehen. Die empirische Analyse der intragenerativen Dynamik dieser Prozesse verlangt Längsschnittdaten, die mit zeitreihenfähigen statistischen Modellen ausgewertet werden können.
- Die Prozessanalyse von Einstellungsentwicklungen bei Jugendlichen sollte neben der Dynamik der intragenerativen Einstellungsformierung auch die Effekte von sozialen Determinanten berücksichtigen, die diese Prozesse beeinflussen oder gar steuern können. Dazu gehören sowohl familieninterne Effekte, wie sie z.B. durch die intergenerative Einstellungsübertragung von Eltern auf ihre Kinder entstehen können (sog. Transmissionseffekte), als auch familienexterne Effekte, die z.B. in Form von Einflüssen durch Schule, Unterricht oder Medienkonsum eine einstellungsprägende Wirkung erzielen können.

Der Autor der vorliegenden Studie hat in der Vergangenheit mehrere empirische Analysen zur Formierung politisch relevanter Einstellungen von Jugendlichen durchgeführt, bei denen die oben genannten methodischen Problembereiche im Kontext von autoregressiven Strukturgleichungsmodellen und unter Verwendung latenter Faktorenkonzepte bearbeitet wurden (vgl. Urban/Singelmann 1997a, 1997b, 1997c, 1998). In diesen Strukturgleichungsmodellierungen wurden u.a. Interviewdaten zur Perzeption des Ausländerthemas in Familien-Dyaden ausgewertet (Mutter/Kind- bzw. Vater/Kind-Konstellationen), die der Autor in einer regionalen Stichprobe in Ostdeutschland im Zeitraum von 1992 bis 1997 unter den Schülern mehrerer Jahrgänge sowie unter deren Eltern erhoben hat (Urban/Singelmann 1995).

Die in diesen Analysen eingesetzte Modelltechnik der "autoregressiven Modellierung" von intragenerativen Einstellungsentwicklungen erlaubt jedoch allein die Durchführung von sog. "Stabilitätsanalysen" (dazu mehr im folgenden). Wie in der vorliegenden Studie gezeigt werden wird, sind solche Stabilitätsmodelle immer dann von nur eingeschränktem Nutzen für die Längsschnittanalyse, wenn die Dynamik von Entwicklungsprozessen und die Stärke von prozessbeeinflussenden Mechanismen auf möglichst effiziente und leicht zu interpretierende Weise untersucht werden sollen.

Im folgenden wird deshalb am Beispiel der Formierung von Einstellungen der "nationalisierenden Ausländerablehnung" in der Adoleszenzphase von Jugendlichen (zwischen deren 15tem

und 17tem Lebensjahr) eine alternative Modelltechnik vorgestellt. Diese verfährt ebenfalls nach der Methodik der Modellierung von Strukturgleichungssystemen mit latenten Variablen, zielt jedoch im Unterschied zur Modellierung von autoregressiven Stabilitätsmodellen auf die Analyse der endogenen und exogenen Dynamik von Veränderungsprozessen, wie sie z.B. in Prozessen der Einstellungsbildung vorliegt.

Eine derartige Analyse ist mit der in Politikwissenschaft und Soziologie noch relativ unbekanntem Modellierung von latenten Wachstumskurven (latent growth curves) im Kontext von klassischen Strukturgleichungsmodellierungen möglich (LGC-Modellierung bzw. LGC-Analyse).<sup>2)</sup> Diese statistische Modelltechnik eignet sich in besonderer Weise zur Untersuchung von dynamischen Prozessen der individuellen Herausbildung latenter Einstellungsmuster und - bietet viele Vorteile gegenüber einer Analyse von Strukturgleichungsmodellen in Form von autoregressiven Stabilitätsmodellen. Zwar werden diese gegenwärtig wohl am häufigsten in den Sozialwissenschaften zur Untersuchung von Prozessen der Einstellungsentwicklung eingesetzt und ermöglichen es auch, die Latenz von Einstellungen zu berücksichtigen.<sup>3)</sup> Jedoch besitzen sie neben der zuvor bereits erwähnten, sehr engen Analyseperspektive, eine schwierige und gewöhnungsbedürftige, sehr häufig zu Fehlern verleitende Interpretierbarkeit. Sozialwissenschaftler, die mit der Logik von Regressionsmodellen in Querschnittsanalysen vertraut sind, werden mit diesen Modellen dazu verführt, vordergründig überzeugende Effektbeziehungen zu entdecken, wenn es sich dabei in Wirklichkeit um Stabilitätseffekte handelt, die ganz unterschiedlich zu interpretieren sind (mehr dazu im folgenden). Und gerade das, wonach Sozialwissenschaftler häufig in statistischen Längsschnittanalysen suchen, nämlich eine Schätzung von Ausmaß und Richtung einer bestimmten Einstellungsdynamik, kann mit diesen autoregressiven Strukturgleichungsmodellen nicht ohne weiteres ermittelt werden.

---

2) Vgl. McArdle/Aber 1990; McArdle/Epstein 1987; Meredith/Tisak 1990; Stoolmiller 1995; Urban 2000.

3) So hat z.B. auch der Autor der vorliegenden Studie die intragenerative Dynamik der nationalisierenden Ausländerablehnung unter ostdeutschen Jugendlichen im Kontext von latenten Strukturgleichungsmodellen auf deren endogene Stabilität und exogene Stabilisierung untersucht (dazu mehr im folgenden). Andere Untersuchungen zur Einstellungsdynamik widmeten sich mit vergleichbarer statistischer Modellierung u.a. der Herausbildung von Autoritarismus (Schmidt/Berger 1995), von Geschlechtsrollen-Orientierungen (Alsop/Gillespie 1997) und von postmaterialistischen Wertorientierungen (Jagodzinski 1984).

Im Unterschied dazu, können die ebenfalls in der Methodik der latenten Strukturgleichungsmodelle verfahrenen latenten Wachstumskurvenmodelle all diese und noch weitere Forschungsfragen relativ eindeutig beantworten. Deshalb ist der Einsatz von latenten Wachstumskurvenmodellen auch in der Einstellungsforschung immer dann besonders sinnvoll, wenn für die Mitglieder einer sozialen Gruppe der Prozeß der Herausbildung latenter Einstellungen im Zeitverlauf beschrieben und zugleich erklärt werden soll (incl. von dessen Stärke und Richtung).

Um dies am Beispiel aufzuzeigen, werden wir im folgenden eine statistische (Re-)Analyse des zeitabhängigen Prozesses der Einstellungsbildung unter Jugendlichen zum Thema "Ausländer in Deutschland" vorstellen und dabei zugleich die Logik und die praktische Anwendung der latenten Wachstumskurvenanalyse verdeutlichen.

Wir gliedern unsere Ausführungen in folgende Arbeitsschritte: Zunächst werden die inhaltlich interessierenden Fragestellungen sowie die Daten der ausgewerteten Fallstudie beschrieben (Abschnitt 2). Sodann werden die Ergebnisse einer "traditionellen" Längsschnittanalyse zur Entstehung von Einstellungen der nationalisierenden Ausländerablehnung unter Jugendlichen vorgestellt, bei der eine autoregressive Strukturgleichungsanalyse eingesetzt wurde, um die endogene und exogene Dynamik dieses Prozesses zu beschreiben (Abschnitt 3). Anhand dieser Anwendung wird im gleichen Gliederungsabschnitt die Problematik von sog. Stabilitätsmodellen aufgezeigt und vor einer falschen Interpretation solcher Analysen gewarnt. Daran anschließend wird die Logik von latenten Wachstumskurvenmodellen beschrieben (Abschnitt 4) und ein solches Modell zur erneuten Analyse der zuvor im Stabilitätsmodell benutzten Daten eingesetzt (Abschnitt 5). Im letzten Gliederungsabschnitt (Abschnitt 6) wird ein Resümee der vorangegangenen Modelldiskussionen gezogen und werden einige praxisorientierte Empfehlungen zum Einsatz von latenten Wachstumskurvenmodellen in der sozialwissenschaftlichen Längsschnittanalyse gegeben.

## **2 Forschungsdesign, empirische Daten und modellbezogene Indikatoren**

Das Thema unserer folgenden Analysen ist die Formierung eines besonders in Ostdeutschland unter Jugendlichen häufig zu beobachtenden, politischen Orientierungsmusters, das wir als "na-

nationalisierende Ausländerablehnung" (NAA-Konstrukt) bezeichnen. Die nationalisierende Ausländerablehnung wird hier als eine spezielle Form der "allgemeinen" Ausländerablehnung bzw. Ausländerfeindlichkeit verstanden, von der eine Vielzahl empirischer Primär-Studien und Sekundär-Auswertungen behauptet, daß sie zu Anfang der 90er Jahre bei ca. 40% aller ostdeutschen Jugendlichen anzutreffen war (vgl. Urban/Singelmann 1997b).

Wir wollen in der vorliegenden Studie herausfinden, mit welcher Systematik sich dieses Muster in der für politische Einstellungsbildungen besonders sensitiven Adoleszenzphase von Jugendlichen zwischen deren 15ten und 17ten Lebensjahr herausbildet (intragenerativer Analyseaspekt). Zusätzlich wollen wir erfahren, ob dabei Eltern-Effekte eine Rolle spielen, die durch die Transmission entsprechender Einstellungsinhalte von Müttern auf deren Kindern entstehen können (intergenerativer Analyseaspekt).<sup>4)</sup>

Die Daten zu den folgenden Analysen wurden im Rahmen einer langfristigen, von 1992 bis 1997 durchgeführten Regionalstudie zum sozialen und ökonomischen Wandel eines Landkreises in Ost-Thüringen erhoben. Sie beruhen auf den Befragungen von Eltern und deren Kindern, die als Schüler ein Gymnasium (das einzige) und eine Regelschule (von insgesamt zweien) in dem betreffenden Landkreis besucht haben. Ausgewertet werden die Angaben derjenigen Schüler (und ihrer Eltern), die im Januar 1994 die siebte, neunte oder elfte Klasse einer der beiden erwähnten Schulen besuchten, und die in den Folgejahren 1995 und 1996 erneut befragt wurden. Insgesamt können auf diese Weise 131 Mutter-Kind-Dyaden für die Längsschnittanalyse (über 3 Meßzeitpunkte hinweg) ausgewertet werden. Für diese 131 Dyaden liegen die in separaten Befragungen von Jugendlichen und deren Mütter vollständig erhobenen Werte aller Einstellungsindikatoren vor.

Bei dieser Stichprobe handelt es sich natürlich um eine regionale Besonderheit. Da es uns in der Analyse jedoch nicht primär um die Ermittlung absoluter Ausmaße von ausländerablehnenden Einstellungen, sondern hauptsächlich um Veränderungen in intra- bzw. intergenerativer Hinsicht geht, sollten die samplebedingten Besonderheiten nicht den analytischen und empirischen Wert der Untersuchung beeinträchtigen können.

Wie bereits erwähnt, steht im Zentrum unserer Analyse das latente Konstrukt der "nationalisierenden Ausländerablehnung" (NAA-Konstrukt). Damit ist eine durch kognitive und affektive Konnotationen stabilisierte Einstellung gemeint,

- die sich auf Personen bezieht, die als Nicht-Deutsche und damit als "Ausländer" kategorisiert werden,
- die den dauerhaften, lang- oder mittelfristigen Aufenthalt bzw. die Anwesenheit der als Ausländer kategorisierten Personen auf "inländischem Territorium" negativ bewertet,
- die die negative Bewertung der o.g. Fremdgruppe mit einer besonders stark ausgeprägten positiven, emotionalen Bewertung der Eigengruppe unterstützt,
- die die besonders positiv bewertete Eigengruppe als "eigene Nation" identifiziert.

---

4) Die Transmission von Einstellungen in Väter/Kind-Dyaden wird in der vorliegenden Studie nicht analysiert. Vgl. dazu Urban/Singelmann 1998.

Diese Definition des NAA-Konstruktes macht deutlich, daß es sich dabei um die spezielle Erscheinungsform eines Einstellungssyndroms handelt, das mehrere zentrale Komponenten aus Xenophobie und Ethnozentrismus miteinander verbindet. Wir folgen damit der empirischen Erkenntnis, nach der "die Einstellungen gegenüber Minoritäten keinesfalls isolierte Meinungen oder Vorstellungen sind, sondern im Sinne eines Einstellungssyndroms konsistent und logisch verbunden" sind (Hill 1993: 59). Dies wurde auch von empirischen Studien zu den Einstellungsmustern ostdeutscher Jugendlicher<sup>5)</sup> und ostdeutscher Erwachsener<sup>6)</sup> bestätigt, in denen die starke Ausprägung von Nationalstolz und der Zusammenhang zwischen nationalen Orientierungen und verschiedenen Ausprägungen von Xenophobie nachgewiesen wurde.

In der Definition des NAA-Konstruktes und in seiner Operationalisierung (dazu später) verzichten wir ganz bewußt auf eine nähere Bestimmung der als "Ausländer" kategorisierten Bezugsgruppe(n). Denn bekanntlich variieren die Kategorien und das Ausmaß von Negativ-Bewertungen mit der Auswahl der dafür als relevant erachteten Fremdgruppen sowohl zwischen bzw. innerhalb verschiedener Bevölkerungsgruppen als auch im Zeitverlauf<sup>7)</sup>. So hat sich in den letzten Jahren die öffentliche Aufmerksamkeit und Negativ-Bewertung von der Gruppe der "Gastarbeiter" über die Gruppe der "Asylsuchenden" auf "Nicht-EU-Ausländer" und dort insbesondere auf die Gruppen "der Türken" und "der Polen" verschoben.<sup>8)</sup> Wenn somit, wie hier geschehen, das NAA-Konstrukt im Kontext einer Längsschnittanalyse eingesetzt werden soll, muß es für zeitliche Variationen der als "unerwünschte Ausländer" wahrgenommenen Personengruppen offengehalten werden.

Die hier analysierte nationalisierende Ausländerablehnung thematisiert dementsprechend nicht die Inakzeptanz einer bestimmten ausländischen Personengruppe, sondern die Inakzeptanz von Personen, die durch Kategorisierung als Ausländer definiert und ablehnend bewertet werden. Im Kern des NAA-Konstruktes steht mithin die Inakzeptanz einer als "Ausländer" katego-

---

5) Vgl. Förster/Friedrich 1992; Heiliger/Kürten 1992; Westle 1995a, 1995b.

6) Vgl. Beer-Kern 1995; Klein-Allemann et al. 1995; Weil 1997.

7) Vgl. Fuchs/Lamnek 1992; Küchler 1994; Kühnel/Terwey 1994.

8) Vgl. Beer-Kern 1995; Förster et al. 1993; Melzer 1992.

risierten Fremdgruppe und die besonders positive Bewertung der eigenen, inländischen nationalen Zugehörigkeit, wobei diese Bewertung bis hin zu einer übersteigert hohen Wertschätzung oder gar einer Idealisierung der eigenen Nation reichen kann.

Zur Messung des NAA-Konstrukts werden drei Indikatoren benutzt, die jeweils als Interaktionsvariablen gebildet werden. Dazu wird jeder Meßwert von insgesamt drei Items, mit denen die Ausprägung ausländerablehnender Orientierungen ermittelt wurde, mit dem Meßwert zum Nationalstolz eines jeden Befragten multipliziert. Die entsprechenden Meß-Items lauten:

- AA1: Glauben Sie, daß es in der Bundesrepublik zu viele Ausländer gibt? (nein=0, ja=1)
- AA2: Wenn jemand sagt: "Ich habe grundsätzlich nichts gegen Ausländer, aber bei uns gibt es einfach zu viele." Sind Sie mit dieser Ansicht einverstanden oder nicht einverstanden? (nicht einverstanden=0, einverstanden=1)
- AA3: Kürzlich sagte jemand: "Wenn es nur wenig Arbeitsplätze gibt, sollten Deutsche von den Arbeitgebern den Ausländern vorgezogen werden." Würden Sie dem zustimmen oder nicht zustimmen? (keine Zustimmung=0, Zustimmung=1)
- N: Sind Sie stolz, Deutscher zu sein? (überhaupt nicht stolz=1, nicht sehr stolz=2, ziemlich stolz=3, sehr stolz=4)

Die Meß-Items AA1 und AA2 beziehen sich auf eine generalisierte Nicht-Akzeptanz von Ausländern in Deutschland. Item AA2 ist eine Replikation von AA1 und wurde im Unterschied zu AA1 erst im letzten Teil einer jeden Befragung erhoben. Durch die gegenüber AA1 modifizierte Fragestellung soll bei AA2 eine Tendenz zum sozial-erwünschten Antwortverhalten im Sinne einer "unwahren" Ausländerakzeptanz reduziert werden.

Das Item AA3 zielt auf die Bewertung von Arbeitsmarkteffekten, die mit der Anwesenheit von Ausländern in Verbindung gebracht werden, und wurde auch wiederum mit einer verzerrungsreduzierenden Frageformulierung erhoben. Zu begründen ist der Einsatz des AA3-Items damit, daß nicht Erfahrungen mit Ausländern oder rassistische Grundhaltungen die entscheidenden Determinanten für die Herausbildung von ausländerablehnenden Einstellungen in der ostdeutschen Bevölkerung sind. Statt dessen wird angenommen, daß die subjektiv perzipierte Konkurrenz mit einer Fremdgruppe, deren Mitglieder auch als potentielle Bewerber um den in Ostdeutschland besonders hart zu erarbeitenden materiellen Wohlstand wahrgenommen wer-

den, die hier interessierende, spezifische Form von Xenophobie beeinflusst. Zudem kann die wirtschaftsbezogene Formung von Ausländerablehnung als besonders typisches Merkmal der "Sonderform ostdeutschen Umgangs mit Verunsicherung" (vgl. Heitmeyer/Sander 1994) betrachtet werden, wenn die Hypothese zutrifft, daß eher in Ostdeutschland als in Westdeutschland individuelle Arbeitsmarktprobleme und damit verbundene Befürchtungen/Erfahrungen von Arbeitslosigkeit mit einer externalen, fremdbezogenen als mit einer internalen, selbstbezogenen Ursachenzuschreibung bewertet und verarbeitet werden (dies. 1994: 51).

Das N-Item wurde den Befragten in der weitestverbreiteten Formulierung vorgelegt. Es mißt das Ausmaß eines affektiven, generalisierten Nationalstolzes im oben erläuterten Sinne. Es läßt also offen, ob der eingestandene Nationalstolz eine Ausdrucksform rein emotionaler Affinität zum eigenen Kollektiv, eine positive Bewertung des eigenen Kollektivs, oder eine Überbewertung des eigenen Kollektivs ist, die mit einer Abwertung von Fremdgruppen verbunden ist.

Durch die Multiplikation von N mit AA1/2/3 entstehen die drei Indikatoren NAA1/2/3 zur Messung des latenten Konstrukts "nationalisierende Ausländerablehnung". Als Interaktionsvariablen auf einer 5-Punkte-Skala nehmen sie unabhängig von der Beantwortung des N-Items jeweils den Wert "0" an, wenn Befragte in keiner Weise eine Tendenz zur Ausländerablehnung erkennen lassen. Erst wenn Befragte ein Item zur Ausländerablehnung positiv beantworten, ergibt die Multiplikation mit dem N-Wert einen NAA-Wert, der größer als 0 ist.

### **3 Die Stabilitätsanalyse von nationalisierend-ausländerablehnenden Einstellungen**

Für unsere Analyse der jugendspezifischen Formierung nationalisierender Ausländerablehnung bestimmen wir zunächst ein Kausalmodell, dessen wichtigste Komponenten in Abbildung 1 dargestellt werden.<sup>9)</sup> Das Modell weist drei vertikal angeordnete Einflußpfade auf, über die die latente Einstellung der Mütter auf die latenten Einstellungen ihrer Kinder zu drei verschiedenen

---

9) Das komplette Kausalmodell enthält noch weitere Prädiktoren (z.B. Geschlecht und Schultyp) sowie mehrere Korrelationen zwischen den Indikator-Residuen (vgl. dazu Urban/Singelmann 1997b). Alle im folgenden erörterten Parameter-Schätzungen entstammen dem kompletten Modell, das hier jedoch aus darstellungs-

Meßzeitpunkten einwirken können. Diese Pfade symbolisieren lineare Kausaleffekte, die den Prozeß der intergenerativen Einstellungsbildung beschreiben.

Der Prozeß der intragenerativen Einstellungsbildung wird durch die horizontal angeordneten Einflußpfade symbolisiert, die die Ausprägungen der latenten Einstellungen der befragten Jugendlichen zum Zeitpunkt ihres 15ten, 16ten und 17ten Lebensjahres (von 1994 bis 1996) miteinander verbinden. Die mit den Werten 0.48 und 0.67 versehenen Pfade repräsentieren somit direkte Kausaleffekte zwischen unmittelbar aufeinander abfolgende Einstellungsausprägungen (natürlich jeweils im Abstand von einem Jahr betrachtet). Der mit einem Wert von -0.22 gekennzeichnete Pfad repräsentiert einen sogenannten "schlafenden" Effekt, der erst zwei Jahre nach der ersten Messung auftritt und somit unabhängig von der Einstellungsausprägung wirkt, die die Jugendlichen im Alter von 16 Jahren aufweisen.

Das in Abbildung 1 dargestellte Modell wurde nach dem Bentler-Weeks-Ansatz der Strukturgleichungsanalyse spezifiziert und mit der diesbezüglichen EQS-Software geschätzt.<sup>10)</sup> Es weist in der hier nur verkürzt dargestellten Kompletversion befriedigende Anpassungswerte auf,<sup>11)</sup> so daß die in Abbildung 1 ausgewiesenen Parameterschätzwerte auch inhaltlich interpretiert werden können.<sup>12)</sup>

---

technischen Gründen auf seine zentralen Komponenten reduziert wird.

- 10) Als statistisches Verfahren zur Modellschätzung und Modellbewertung wird entsprechend der EQS-Logik ein robustes Maximum-Likelihood-Schätzverfahren benutzt, das verteilungsrobust korrigierte Schätzwerte der Standardfehler und die verteilungsrobust korrigierte Satorra-Bentler-SCALED- $\chi^2$ -Statistik liefert (Bentler/Weeks 1980; Bentler 1986, 1992).

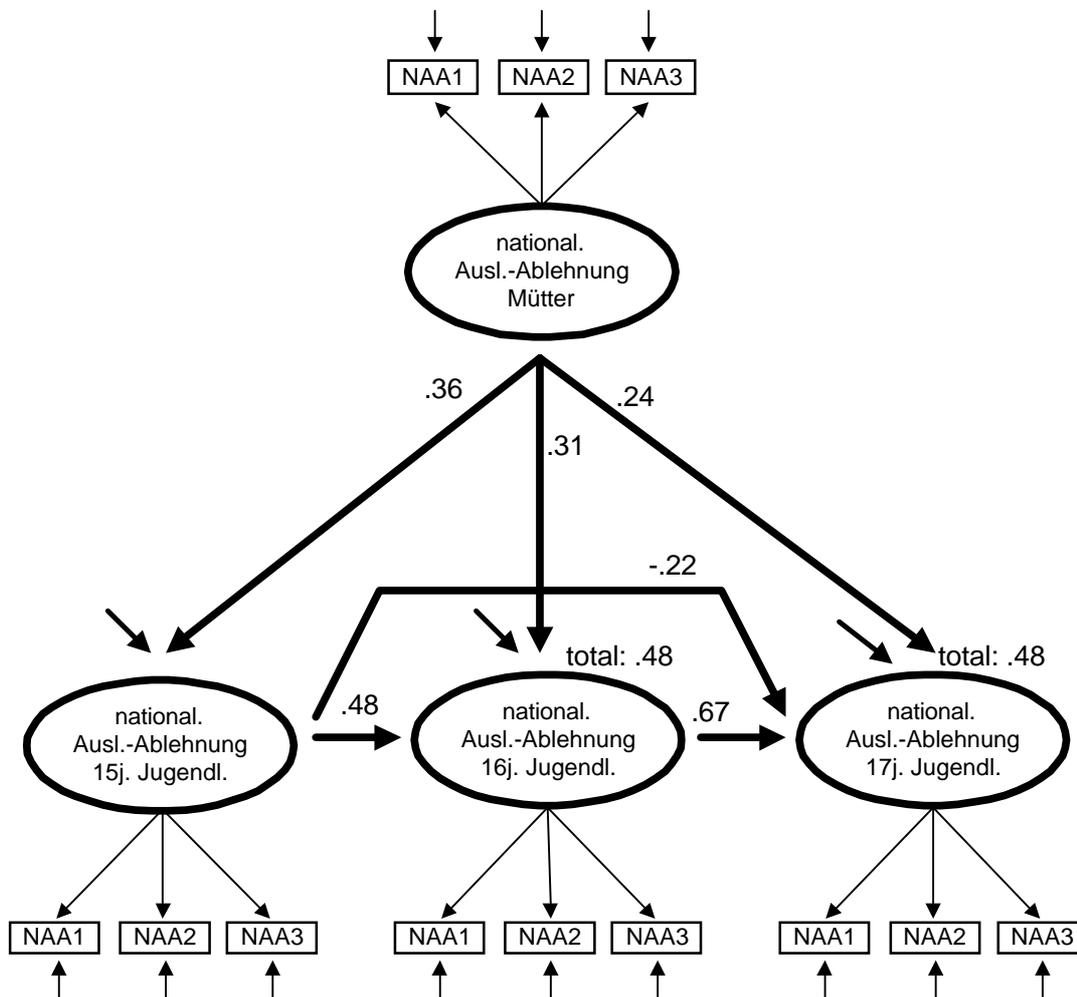
Dieses Verfahren scheint, und dabei unterscheidet sich die EQS- von der LISREL-Methodologie, bei kleinen Fallzahlen und bei ordinal-skalierten Indikatoren mit extrem schiefen Verteilungen die relativ zuverlässigsten Schätzergebnisse zu liefern (vgl. Brandmaier/Mathes 1992, Byrne 1995, Chou/Bentler 1995, West et al. 1995), die selbst bei Verwendung von Skalen mit geringer Breite (wir verwendeten 5-Punkte-Skalen) noch hinreichend genau und zuverlässig sind (vgl. Bentler/Chou 1987, Faulbaum/Bentler 1994, Green et al. 1997).

Auch der unkorrigierte sowie der robuste Comparative-Fit-Index (CFI) und die Satorra-Bentler-SCALED- $\chi^2$ -Statistik, die hier neben der traditionellen  $\chi^2$ -Statistik zur Bewertung der Anpassungsgüte des Gesamtmodells eingesetzt werden, gelten für Modelle mit Indikatoren, die die oben beschriebenen Verteilungsmerkmale aufweisen, als hinreichend genau und zuverlässig (Hu/Bentler 1995).

- 11) Anpassungswerte für das Gesamtmodell:  $N=131$ ,  $M_0\chi^2=1226.15$ ,  $M_0df=91$ ,  $M_a\chi^2=71.20$ ,  $P(\chi^2)=0.10$ ,  $M_a df=57$ ,  $M_a\chi^2_{robust}=57.52$ ,  $P(\chi^2)_{robust}=0.46$ ,  $CFI=0.99$ ,  $CFI_{robust}=1.00$ ,  $RMSEA=0.04$ .

- 12) Die Verwendung von Interaktionsvariablen als Indikatoren von latenten Konstrukten stellt für die SEM-Schätzung ein anderes Problem dar, als die Verwendung von interaktiv bzw. multiplikativ konstruierten,

Abb. 1: Modell der intra- und intergenerativen Stabilität von Mutter-Kind-Dyaden  
(darstellungstechnisch reduziertes Teilmodell, vgl. Anm. 9)



latenten Konstrukten (vgl. Rigdon et al. 1999). Die Problematik interaktiv gebildeter Indikatorvariablen für eine zuverlässige SEM-Schätzung ergibt sich vor allem daraus, dass diese häufig und konstruktionsbedingt sehr schief verteilt sind. Insbesondere werden grosse Abweichungen von der Normalverteilung durch Verwendung eines dichotomen, 1/0-kodierten Indikators und eines multivalenten Indikators in der Multiplikation erzeugt (wie im vorliegenden Anwendungsfall geschehen).

Simulationsstudien haben gezeigt, dass sich daraus im ML-Schätzverfahren zwar weniger eine Verzerrung für die Schätzwerte der Modell-Parameter ergibt (vgl. Ping 1999: 83), jedoch können die Schätzwerte für die Chi-Quadrat-Statistik und für die Standardfehler, die beide auf der üblichen Multinormalverteilungsannahme basieren, in Folge von schief verteilten Indikatorwerten wesentlich verzerrt werden.

Als Gegenmaßnahme werden in den vorliegenden Modellanalysen zwei "korrigierende" Strategien eingesetzt. Zum einen werden zur Interpretation der Gesamt-Anpassung jeder Modellschätzung nur die robust-reskalierten Werte für Chi-Quadrat-Test und CF-Index benutzt (vgl. Fußnote 11). Zum anderen wird zur Berechnung der Standardfehler aller Parameterschätzungen ein sog. Bootstrapping-Simulationsverfahren eingesetzt (vgl. Yung/Bentler 1996; Mooney/Duval 1995). Auf die Ergebnisse dieses Verfahrens wird insbesondere in Textabschnitt 5 näher eingegangen.

Nach dieser Schätzung beeinflußt die nationalisierende Ausländerablehnung von Müttern das NAA-Konstrukt von Jugendlichen in deren 16ten und 17ten Lebensjahr mit einem Gesamteffekt von 0.48, d.h. der Muttereinfluß kann im Modell ca. 25% der Variation der latenten Einstellungen von Jugendlichen erklären (im statistischen Sinne). Allerdings folgt daraus nicht, daß auch der zeitspezifische Mutter-Effekt für die Einstellungsbildung der Jugendlichen konstant bleibt. Die direkten Strukturkoeffizienten des Mutter-Einflusses fallen zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr von 0.36 über 0.31 auf 0.24 ab. Allein dadurch, daß die intragenerativen Effekte zwischen den latenten Einstellungen der Jugendlichen relativ stark sind (0.48 und 0.67), kann zusätzlich zu dem direkten Mutter-Effekt auch immer noch ein indirekter Mutter-Effekt wirken. Die indirekten Mutter-Einflüsse, die bereits ein oder zwei Jahre zurückliegen, bestimmen also ebenfalls die jeweilige Ausprägung des NAA-Konstruktes.

So ergibt sich z.B. der Gesamt-Mutter-Effekt auf die latenten Einstellungen von 16 Jahre alten Jugendlichen aus dem direkten Mutter-Effekt im gleichen Lebensjahr (0.31) und dem indirekten Effekt, der über den direkten, intergenerativen Mutter-Effekt aus dem Vorjahr (0.36) sowie über den intragenerativen Effekt (0.48) hergestellt wird. Letzterer ist in Form einer Multiplikation zu berechnen (indirekter Effekt:  $0.36 * 0.48 = 0.17$ ).

Die intragenerativen Effekte spielen mithin eine sehr bedeutende Rolle bei der Transmission von Einstellungen zwischen den Generationen. Zudem beschreiben sie die Systematik im Prozeß der Einstellungsbildung während der hier betrachteten 3-jährigen Adoleszenzphase zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr der Jugendlichen.

Allerdings sind die meisten Sozialforscher unsicher darüber, in welcher Weise die im Strukturmodell geschätzten intragenerativen Effekte interpretiert werden sollen. Was bedeuten die in Abbildung 1 ausgewiesenen intragenerativen Effekte in Höhe von 0.48, 0.67 und -0.22?

Folgende Interpretationsmöglichkeiten bieten sich in Anlehnung an die gängige Interpretation von Regressionsschätzungen mit Querschnittsdaten an:

I1: Je höher der intragenerative Koeffizient, umso stärker ist die durchschnittliche Veränderung einer Einstellung, die durch die Veränderung einer zurückliegenden Einstellung ausgelöst wird. Mithin wäre der Anstieg der Einstellungshöhe, der durch eine zurückliegende Einstellungsveränderung beeinflußt wird, zwischen dem 15ten und 16ten Lebensjahr schwächer

(0.48 Einheiten auf der Standardskala) als zwischen dem 16ten und dem 17ten Lebensjahr (0.67 Einheiten auf der Standardskala).

- I2: Die Richtung der intragenerativen Effekte wird durch das Vorzeichen der entsprechenden Koeffizienten angezeigt. Dementsprechend bedeutete das negative Vorzeichen beim "schlafenden" Effekt zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr (-0.22), daß bei älteren Jugendlichen eine Abkehr von ihren Einstellungen aus früheren Jahren stattfände: ehemals ausländerablehnende Jugendliche übernahmen dann eher ausländerakzeptierende Positionen.
- I3: Ein intragenerativer Effekt nahe null indiziert eine sehr geringe Einstellungsveränderung zwischen zwei Zeitpunkten. Da im Modell alle geschätzten Koeffizienten deutlich (signifikant) größer als null sind (0.48, 0.67, -0.22), müßten dementsprechend auch zwischen allen Beobachtungszeitpunkten bedeutsame Veränderungen der latenten Einstellungsgrößen zu erwarten sein.

Alle diese Interpretationen der für unser Modell geschätzten intragenerativen Längsschnitt-Kausaleffekte sind falsch! Sie sind grundsätzlich für alle Kausalmodelle falsch, in denen eine endogene Dynamik mittels Schätzung von Kausaleffekten zwischen mehrfach im Zeitabstand gemessenen Einstellungen beschrieben werden soll. Denn in solchen Modellen sind die geschätzten Effekte nicht als Veränderungseffekte, sondern als Stabilitätseffekte zu interpretieren, und dies führt zu gänzlich anderen Resultaten, als sie oben unter I1 bis I3 (bewußt falsch) bestimmt wurden.

Wir wollen im folgenden die Logik von Stabilitätskoeffizienten anhand einiger Beispiele verdeutlichen, deren Besonderheit in den Abbildungen 2a bis 2e veranschaulicht wird. Auf diese Weise läßt sich sehr rasch erkennen, warum die oben angeführten Interpretationsmuster zur Beschreibung der uns interessierenden Dynamik wenig geeignet sind.

In den Abbildungen 2a bis 2e werden Einstellungsveränderungen von jeweils 10 Personen zunächst als Wachstumspfade (linke Graphik in jeder Abbildung) und dann als Datenpunkte im  $t_1/t_2$ -Koordinatensystem (rechte Graphik in jeder Abbildung) dargestellt. Werden alle 10 Veränderungen in jeder Abbildung einer Regressionsanalyse unterzogen, bei der als unabhängige Variable der entsprechende Wert zum Zeitpunkt  $t_1$  und als abhängige Variable der Einstellungswert zum Zeitpunkt  $t_2$  benutzt wird, ergeben sich die unstandardisierten und standardisierten Regressionskoeffizienten, die in der Mitte einer jeden Abbildung als  $b$  und  $B$  ausgewiesen werden.

Abb. 2: Stabilitätsformen

Abb. 2a: Maximale Stabilität bei positivem Wachstum

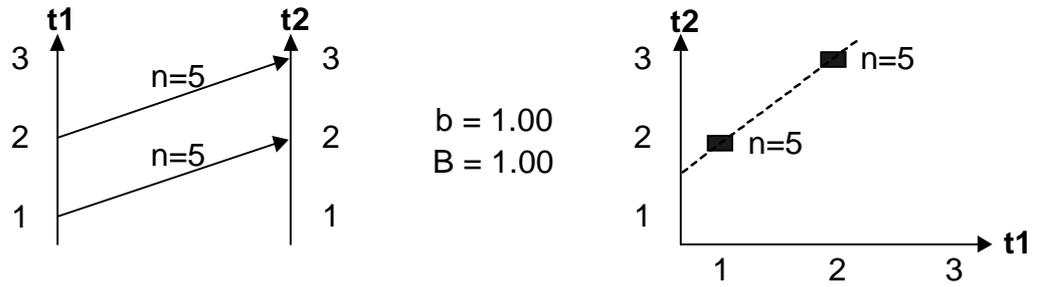


Abb. 2b: Maximale Stabilität bei negativem Wachstum

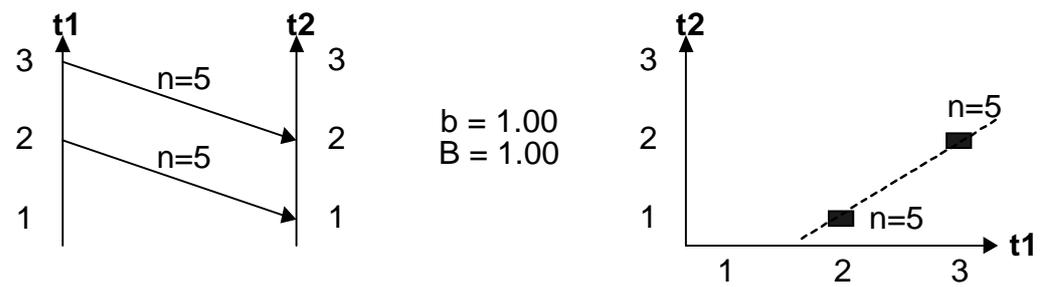


Abb. 2c: Maximale Stabilität bei gegenläufigem Wachstum

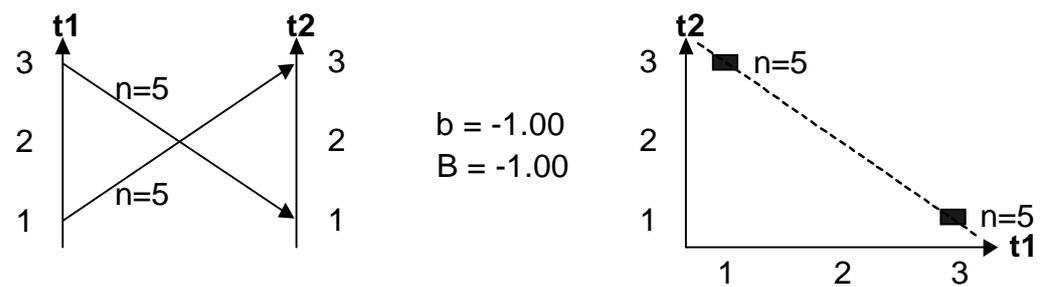


Abb. 2d: Maximale Stabilität bei Konstanz

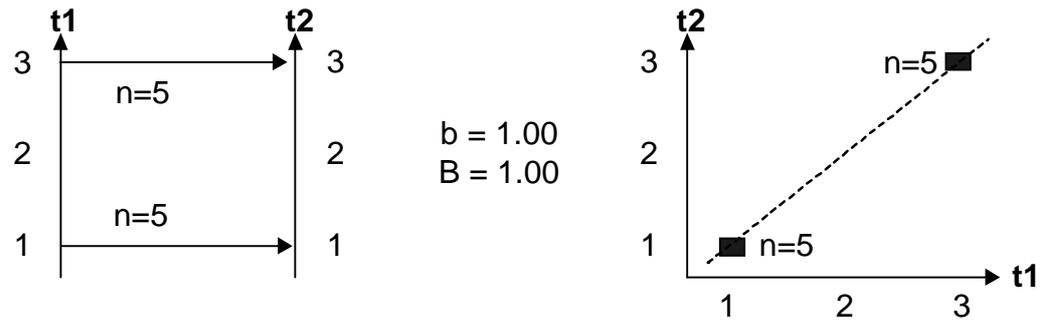
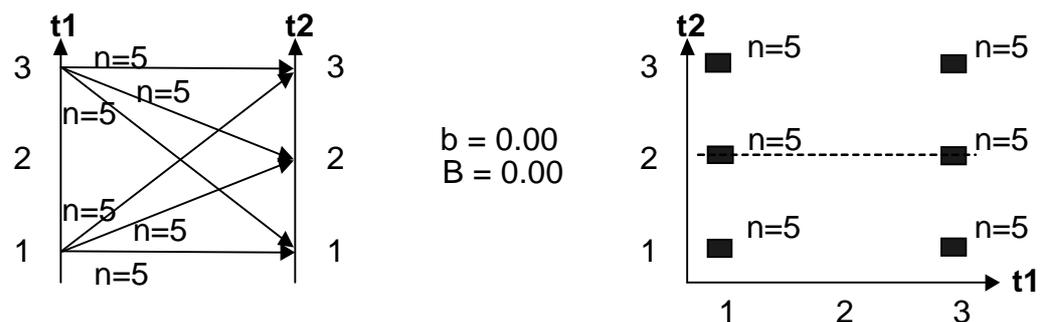


Abb. 2e: Null-Stabilität bei Konstanz sowie positivem u. negativem Wachstum



In Abbildung 2a wächst der Einstellungswert bei fünf Personen von 1 auf 2 und bei weiteren fünf Personen von 2 auf 3 an, während im Unterschied dazu, die Werte in Abb. 2b wieder abfallen. Dort (in Abb. 2b) verringert sich der Einstellungswert bei fünf Personen von 2 auf 1 und bei weiteren fünf Personen von 3 auf 2. Die Regressionskoeffizienten weisen für beide in Abb. 2a und 2b dargestellten Veränderungsmuster durchgängig einen Wert von 1.00 auf. Für das Vorzeichen eines Stabilitätskoeffizienten ist also die Richtung einer Einstellungsveränderung unerheblich. Anders als das Interpretationsmuster I2 behauptet, ergeben dominant positive oder dominant negative Wachstumsveränderungen stets einen positiven Stabilitätskoeffizienten.

Warum dies so ist, läßt sich leicht erkennen, wenn in jeder Abbildung die Start- und Zielwerte der Wachstumspfade in das aus der Regressionsanalyse bekannte Koordinatensystem übertragen werden (vgl. in den Abb. 2a bis 2e die jeweils rechte Graphik). Dann ergäbe sich in Abb. 2a und 2b entsprechend der Anordnung unserer Datenpunkte eine Regressionsgerade (gestrichelte Linie), die von links unten nach rechts oben ansteigen muss und für jeden Datensatz einen positiven Regressionskoeffizienten liefert.

Wann erhält dann der Stabilitätskoeffizient überhaupt ein negatives Vorzeichen? Abbildung 2c zeigt einen solchen Fall. Immer dann, wenn es überwiegend gegenläufige Wachstumsrichtungen in der Einstellungsdynamik gibt, die die ursprüngliche Anordnung der Fälle verändern (was in unseren Graphiken durch sich überkreuzende Entwicklungspfade veranschaulicht wird), weist der Stabilitätskoeffizient ein negatives Vorzeichen auf. Und da es in Abb. 2c ausschließlich gegenläufige Wachstumspfade gibt, die die alte, zum Zeitpunkt  $t_1$  vorhandene Ordnung zum neuen Zeitpunkt  $t_2$  auf den Kopf stellen, weist dort der Stabilitätskoeffizient auch einen negativen Wert von -1.00 auf. Und dies wird ebenfalls durch die Lage der entsprechenden 10 Datenpunkte im  $t_1/t_2$ -Koordinatensystem veranschaulicht (rechte Graphik in Abb. 2c), für die eine Regressionsanalyse zwangsläufig zu einer abfallenden Regressionsgeraden (gestrichelt eingezeichnet) führen müßte.

Wie Abbildung 2d zeigt, ist auch das Interpretationsmuster I3 für Modelle unseren Typs nicht geeignet. Selbst wenn keine Einstellungsdynamik zu beobachten ist, und alle Probanden ihren Einstellungswert unverändert beibehalten, ergibt sich kein Stabilitätskoeffizient von 0.00 sondern von 1.00. Denn auch bei Einstellungskonstanz bleibt die alte Anordnung der Fälle (bei

t1) zum neuen Beobachtungszeitpunkt (bei t2) vollständig erhalten und somit muß auch dann der Stabilitätskoeffizient einen Wert von 1.00 aufweisen. Und auch für diesen Fall veranschaulicht wiederum das t1/t2-Koordinatensystem (rechte Graphik in Abb. 2d), warum das so sein muß.

Wann kann also der Stabilitätskoeffizient einen Wert von 0.00 annehmen? Abbildung 2e zeigt, wann das so ist. Wenn ausgehend von jedem Startwert jeder mögliche Zielwert mit der gleichen Häufigkeit angelaufen wird, wenn es also für jeden Einstellungswert zum Zeitpunkt t1 eine empirische Gleichverteilung über alle möglichen Einstellungswerte zum Zeitpunkt t2 gibt und somit eine maximale Unordnung zum Zeitpunkt t2 erreicht wird, dann erhält der Stabilitätskoeffizient einen Wert von 0.00. Dies wird auch wiederum vom t1/t2-Koordinatensystem belegt (rechte Graphik in Abb. 2e), in dem die Datenpunkte derart angeordnet sind, daß die entsprechende Regressionsgerade (gestrichelt eingezeichnet) als Parallele zur t1-Achse durch die beiden mittleren Datenpunkte geführt werden müßte.

Mithin sagt auch die Höhe eines Stabilitätskoeffizienten überhaupt nichts über die mittlere Veränderungsrate eines Wachstumsprozesses aus, sondern berichtet allein darüber, in welchem Ausmaß die Anordnung der Beobachtungsfälle auf einer Variablenskala zum Zeitpunkt t1 mit der Anordnung derselben Fälle auf derselben Variablen zum neuen Zeitpunkt t2 übereinstimmt. Ob bei hoher Stabilität die durchschnittlichen Einstellungswerte im Laufe der Beobachtung größer oder kleiner geworden sind, oder ob sie gar konstant geblieben sind, läßt sich anhand der Höhe der Stabilitätskoeffizienten nicht erkennen (und deshalb kann auch das Interpretationsmuster I1 nicht angewandt werden).

Für die Interpretation unseres in Abbildung 1 dargestellten Strukturgleichungsmodells folgt aus diesen Klarstellungen, daß wir anhand der geschätzten Stabilitätskoeffizienten erkennen können,

- a) daß die Herausbildung von latenten NAA-Einstellungen durch eine überdurchschnittlich hohe, wenn auch nicht extrem hohe Stabilität gekennzeichnet ist;
- b) daß die Stabilität des NAA-Konstruktes im Altersverlauf zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr stark zunimmt;

- c) daß im 1-Jahres-Abstand zwischen dem 15ten und 16ten sowie zwischen dem 16ten und 17ten Lebensjahr keine überdurchschnittlich häufigen Richtungsänderungen bei der Bewertung des Ausländerthemas stattfinden;
- d) daß im 2-Jahres-Abstand eine bedeutende Gruppe von Befragten ihre Bewertung des Ausländerthemas in unterschiedlichen Richtungen ändert.

Was wir jedoch anhand der Ergebnisse der Stabilitätsanalyse nicht erfahren, ist:

- A) ob im Altersverlauf zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr eine gruppentypische Dynamik zur verstärkten Ablehnung oder Akzeptanz von Ausländern entsteht;
- B) ob es zwischen dem 15ten und 16ten sowie zwischen dem 16ten und 17ten Lebensjahr zu vergleichbaren Entwicklungen von Akzeptanz bzw. Ablehnung kommt, oder ob es typische kurzfristige Beschleunigungen oder Verlangsamungen eines entsprechenden Trends gibt;
- C) ob es exogene Determinanten von Entwicklungstrends gibt, die diese mit einer bestimmten Stärke abschwächen oder beschleunigen;
- D) ob die interindividuellen Unterschiede (Varianzen) bei der Bewertung des Ausländerthemas im Zeitverlauf größer oder kleiner werden, d.h. ob es zu einer Homogenisierung oder zu einer verstärkten Heterogenität von Einstellungen kommt.

Fassen wir also zusammen: Regressionskoeffizienten, die in Längsschnittanalysen zur Ermittlung der endogenen Dynamik von wiederholt gemessenen Variablen berechnet werden, sind als Stabilitätskoeffizienten zu verstehen und zu interpretieren. Für die Interpretation von Stabilitätskoeffizienten ist folgendes zu beachten:

1. Stabilitätskoeffizienten ermitteln, ob und in welchem Ausmaß die Rangordnung unter Individuen auf einer bestimmten Variablenskala über die Zeit konstant bleibt.
2. Vorausgesetzt, die Verteilungsform der entsprechenden Variablen ändert sich zwischen zwei Meßzeitpunkten nicht oder nur gering, so erreicht ein Stabilitätskoeffizient ein Maximum von 1.0, wenn die Rangordnung der Beobachtungseinheiten (Individuen) gleich bleibt, und erreicht ein Minimum von -1.0, wenn sich die Rangordnung unter Beibehaltung der relativen Positionierungen dreht.
3. Stabilitätskoeffizienten eignen sich nicht (!) zur Ermittlung und Analyse von durchschnitt-

lichen, d.h. gruppentypischen Veränderungsrichtungen und Veränderungsausmaßen von Einstellungsgrößen. Denn Stabilitätskoeffizienten fragen nicht nach durchschnittlichen Veränderungen über alle Personen, sondern nach interpersonellen Veränderungen, die die relative Ordnung und die Differenzen zwischen den Personen ändern.

4. Auch ein Vergleich der geschätzten Konstanten von (Auto)Regressionsgleichungen (z.B. aus der Regression der Beobachtungswerte von  $t_2$  auf  $t_1$  und von  $t_3$  auf  $t_2$ ) kann die gewünschte Information über Veränderungsrichtungen und Veränderungsausmaße nicht liefern. Denn z.B. ist niemals auszuschließen, daß die Mittelwerte (Konstanten) trotz Nicht-Korrelation aller Meßwerte unverändert bleiben, wenn es für die Veränderungen der Indikatorwerte ein Zufallsmuster gibt, bei dem sich die Zunahmen und Abnahmen aller Werte gegenseitig ausgleichen (vgl. Marsh 1993).

In der Literatur zur Wachstumskurvenanalyse finden sich noch weitere kritische Vorbehalte zum Einsatz von autoregressiven Stabilitätsmodellen (vgl. Rogosa 1988, Stoolmiller/Bank 1995). Die oben angeführten Argumente dürften aber ausreichen, um die Inadäquanz dieser Modelle zur Bestimmung typischer individueller Einstellungsdynamiken deutlich zu machen. Denn Stabilitätsanalysen können nur danach fragen, ob sich alle beobachteten Personen im Zeitverlauf nach einem bestimmten Muster verändern (oder nicht verändern). Sie geben keinen Aufschluß darüber, welche Eigenschaften ein evtl. vorhandenes Veränderungsmuster aufweist und wodurch dieses determiniert wird. Bezogen auf unser Anwendungsbeispiel können Stabilitätsmodelle nicht darüber informieren,

- ob ein durchschnittliches Gruppenmitglied im Zeitverlauf eine höhere oder geringere Akzeptanz von Ausländern entwickelt,
- ob es dafür in unterschiedlichen Lebensphasen unterschiedliche Geschwindigkeiten gibt,
- ob es exogene Determinanten für den typischen Entwicklungspfad dieser Einstellungen gibt, die die Einstellungsveränderungen in einer bestimmten Weise beeinflussen.

Zur Beantwortung dieser (und weiterer) Fragen wird hier der Einsatz von latenten Wachstumskurvenmodellen vorgeschlagen. Im folgenden Gliederungsabschnitt wird ein solches Modell zur Reanalyse des oben diskutierten Strukturmodells benutzt und werden dessen Logik und Eigenschaften in anwendungsbezogener Weise erläutert.

#### 4 Die Konstruktionslogik latenter Wachstumskurvenmodelle

Wie gezeigt, sind die Ergebnisse von Stabilitätsschätzungen nicht einfach zu interpretieren und führen häufig zu falschen Schlußfolgerungen. Denn in Stabilitätsmodellen werden nicht, wie von vielen Anwendern erwünscht, die durchschnittlichen individuellen Einstellungsveränderungen aller Befragten ermittelt, sondern dort wird nach der Konstanz von individuellen Differenzen über die Zeit gefragt, die aus Test-Retest-Kovarianzen abgeleitet werden. Und dies erzeugt in der Längsschnittanalyse jene Interpretationsprobleme, die wir zuvor kennengelernt haben.

Im Unterschied dazu interessieren sich Wachstumskurvenmodelle für die durchschnittlichen Veränderungen von Einstellungswerten über alle Personen einer bestimmten Gruppe oder Population. Und die sog. "latenten" Wachstumskurvenmodellen gehen davon aus, daß die beobachtbaren Einstellungsveränderungen nur ein empirischer, häufig fehlerhaft verzerrter Ausdruck von latenten, individuellen Entwicklungs- oder Wachstumspfaden (Trajektorien) sind, die die personentypischen Eigenarten beim Erwerb bzw. bei der Verarbeitung und Speicherung von Einstellungsmustern widerspiegeln.

Ein weiterer wesentlicher Unterschied zwischen Stabilitätsmodellen und Wachstumskurvenmodellen besteht darin, daß Wachstumskurvenmodelle auf die zweifelhafte Annahme von prinzipiell linear verlaufenden Einstellungsveränderungen verzichten können. Die Modelle können sowohl Hypothesen über lineare als auch über kurvilineare oder nichtlineare Formen von Trajektorien testen. Und sie können sogar in einem rein explorativen Vorgehen gänzlich auf Hypothesen zum "wahren" Verlauf von individuellen Einstellungsveränderungen verzichten und die Form der latenten Trajektorien rein explorativ-empirisch bestimmen.

Im folgenden wollen wir die anwendungsrelevanten (nicht formalen!) Grundzüge der konstruktiven Logik eines bestimmten Typs von latenten Wachstumskurvenmodellen erläutern, der uns für die praktische Sozial- bzw. Politikforschung besonders sinnvoll und tauglich erscheint. Es ist dies das multivariate "curve-of-factors" Modell, das auf der Logik des von Meredith/Tisak (1990) formal bestimmten, allgemeinen Wachstumskurvenmodells beruht. Die-

ses Modell ist stets gemeint, wenn im folgenden von "LGC-Modellen" geschrieben wird.<sup>13)</sup>

Das multivariate LGC-Modell analysiert die Dynamik von Einstellungsveränderungen auf mindestens vier Ebenen:<sup>14)</sup>

Die erste Ebene betrifft, wie in allen Strukturgleichungsmodellen mit latenten Variablen, das Verhältnis von latenter Einstellungshaltung und manifesten Einstellungsindikatoren. Demnach sind Einstellungen latente Konstrukte (Faktoren), die in aller Regel nicht direkt und fehlerfrei zu messen sind, und die demnach nur mit Hilfe eines statistisch identifizierbaren Meßmodells zu analysieren sind, das für die Längsschnittanalyse eine möglichst zeitinvariante Struktur aufweisen sollte.<sup>15)</sup>

Statistisch zu identifizierende Meßmodelle benötigen üblicherweise (es gibt auch Ausnahmen) mindestens drei Einstellungsindikatoren, die jeweils über eine Linearfunktion mit dem Einstellungsfaktor verbunden sind. Diese Linearfunktionen enthalten auch Fehlerterme (Residuen), für die im LGC-Modell die Annahme gilt, daß sie multinormalverteilt sind. Weitere Annahmen hinsichtlich der Fehlerverteilungen (üblicherweise: Null-Mittelwerte, Homoskedastizität, Null-Kovarianzen) können in der LGC-Analyse inhaltlich modifiziert und empirisch getestet werden.

Die zweite Analyseebene betrifft Annahmen zur Existenz von "wahren", individuell gültigen Entwicklungsmustern. Entsprechend einer eher intrapersonal ausgerichteten Forschungsperspektive wird dabei davon ausgegangen, daß es für jede Untersuchungsperson ein bestimmtes latentes, d.h. nicht direkt zu beobachtendes Verlaufsmuster der Einstellungsveränderung gibt (Trajektorie). Dieses Verlaufsmuster hat eine spezifische funktionale Form, die u.a. linear sein

---

13) Andere Typen von latenten Wachstumskurvenmodellen werden u.a. beschrieben in: Duncan/Duncan 1995 (als "cohort sequential latent growth analysis"); Duncan/Duncan 1996 (als "factor-of-curves model"); Willett/Sayer 1996 und McLeod/Shanahan 1996 (als "cross-domain analysis" bzw. Analyse von "assoziativen Modellen" mit mehreren LGC-Modellen); Chou et al. 1998 (als "restricted latent curve model"). Einen guten Überblick über verschiedene Varianten von LGC-Modellen geben Stoolmiller 1995 sowie McArdle/Epstein 1987.

14) Vgl. dazu auch die ausf. Erläuterungen der LGC-Analyse in folgenden Studien, in denen die Logik des Modells mit ähnlichen oder vergleichbaren Systematiken beschrieben wird: Willett/Sayer 1994; Duncan/Duncan 1995, 1996; Urban 2000.

15) Auf Verfahren und Probleme bei der Konstruktion zeitinvarianter Messmodelle wird in der vorliegenden Studie nicht eingegangen. Vgl. dazu die ausf. Darlegung in Urban 2000: Kap. 4.

kann, aber nicht linear sein muß.

Zur Verdeutlichung dieses Arguments zeigt Abbildung 3a für eine einzige, fiktive Person die Werte von drei Indikatoren (NAA1, NAA2 und NAA3) zu drei Beobachtungszeitpunkten (1994 bis 1996). Diese Werte werden in Abb. 3a durch gestrichelte Linien verbunden und indizieren so den Verlauf von drei empirischen Veränderungspfaden. Alle drei Pfade sind aber nicht identisch mit dem "wahren" latenten Entwicklungspfad des NAA-Konstruktes (als durchgezogene Linie eingezeichnet). Denn diese personale Trajektorie ist nicht direkt zu beobachten. Nach Abb. 3a verbindet die durchgezogene Linie des latenten Entwicklungspfad des drei latente Werte, die in der statistischen Analyse durch die Berechnung von drei fehler-bereinigten Meßmodellen für die Jahre 1994, 95 und 96 ermittelt werden müßten (vgl. Ebene 1).

Zusätzlich gilt sowohl für alle empirischen Entwicklungspfade als auch für die latente Trajektorie, daß diese zwischen zwei aufeinander folgenden Beobachtungszeitpunkten als Gerade mit Konstante (Intercept) und Steigungskoeffizient darstellbar sind.

Die dritte und vierte Analyseebene sind für die sozialwissenschaftliche Anwendung des LGC-Modells die wichtigsten.

Auf der dritten Ebene wird danach gefragt, ob für alle Mitglieder einer bestimmten Population bzw. einer sozialen Gruppe die Gültigkeit einer einzigen latenten Basis-Trajektorie nachgewiesen werden kann. Diese sollte für alle Personen die gleiche funktionale Form aufweisen, so daß aus ihr auch die typische Entwicklungskurve einer Gruppe abgeleitet werden kann.

Natürlich sind die Verläufe aller individuellen Trajektorien in der Regel nicht identisch, sondern werden durch unterschiedliche individuelle Wachstumsparameter (Konstante und Steigung) gekennzeichnet. Jedes Gruppenmitglied wird spezielle Gewichte zu jeder Basis-Trajektorie produzieren und so sein eigenes Entwicklungsprofil erzeugen. Aber in der statistischen LGC-Analyse kann die kollektive Trajektorie durch Schätzung der latenten Mittelwerte aller latenten Intercept- und Steigungsfaktoren ermittelt werden (vgl. Abb. 3b).

Ist die diesbezügliche interindividuelle Homogenität gering, machen sich die individuell unterschiedlichen Gewichtungen in hohen Varianzen der geschätzten latenten Werte bemerkbar. Die Höhe der latenten Varianzen ist dabei als Hinweis darauf zu verstehen, wie groß die

interindividuellen Differenzen der latenten Wachstumsparameter sind, und ob es im Laufe des Sozialisationsprozesses zu einer substanziell bedeutsamen Zunahme (fanning out) von Heterogenität in den Interceptwerten oder den Steigungswerten der Wachstumspfade kommt. Ob es sich dann bei den Mittelwerten dieser latenten Werte um die gültigen Parameterschätzungen eines kollektiven Wachstumspfades handelt, läßt sich allein aus der Anpassungsqualität des Gesamtmodells (goodness of fit) und den Signifikanzen der geschätzten Parameter erkennen.

Auf einer vierten Ebene der LGC-Analyse kann der systematische (d.h. der nicht-zufällige) Zusammenhang zwischen der Variation von individuellen, latenten Wachstumsparametern und von exogenen Prädiktoren herausgearbeitet werden. Dabei sind als externe Prädiktoren zum einen weitere latente Einstellungsstrukturen verwendbar, die wiederum über eigenständige Meßmodelle für die Analyse operationalisiert werden (vgl. Ebene 1). Zum anderen können als Prädiktoren des Wachstumskurvenverlaufs aber auch manifeste Variablen, wie etwa soziodemographische Größen, benutzt werden.

In unserer folgenden Anwendung werden wir z.B. die latente NAA-Orientierung von Müttern sowie die exogenen Variablen "Geschlecht" und "Schultyp" als Prädiktoren benutzen, um darin mögliche Determinanten für die geschätzten Wachstumsparameter der NAA-Trajektorien von Jugendlichen zu erkennen.

Die ersten drei der oben skizzierten Analyseschritte können auch mittels einer der Grundgleichungen des latenten Wachstumskurvenmodells erläutert werden. Diese wird in Anlehnung an die Bentler-Weeks-Notation zur Analyse von linearen Strukturgleichungssystemen in Tabelle 1 vorgestellt.<sup>16)</sup>

Die Gleichung zeigt, daß im LGC-Modell die individuellen Werte von latenten Einstellungsfaktoren (F) in Abhängigkeit von den gruppentypischen Wachstumsparametern personaler latenter Trajektorien sowie einer latenten, individuellen Residualgröße geschätzt werden.

Der latente Mittelwert des Intercept-Faktors "M(I)" repräsentiert dabei den wachstumsunabhängigen und zeitkonstanten Anteil an den latenten Einstellungen aller untersuchten Personen, während der latente Mittelwert des Steigungsfaktors "M(S)" das Ausmaß der konstanten latenten Veränderungsrate über den gesamten Beobachtungszeitraum berichtet (also in unserem Bei-

---

16) Vgl. dazu Duncan/Duncan 1995; Bentler/Weeks 1980; Bentler 1986.

spiel die mittleren latenten Einstellungsveränderungen aller Jungendlicher von 1994 auf 1995 und von 1995 auf 1996).

Bliebe es allein bei diesen beiden Faktoren, so könnte im LGC-Modell das Wachstum der durchschnittlichen latenten Trajektorie nur als durchgängig linearer Trend berechnet werden. Es gäbe für die gesamte Beobachtungszeit nur eine einzige konstante mittlere Steigungsrate (S).

Abb. 3a: Manifeste Einstellungswerte (NAA1/2/3) und latenter Wachstumspfad (NAA) von Person 1 über 3 Beobachtungszeitpunkte

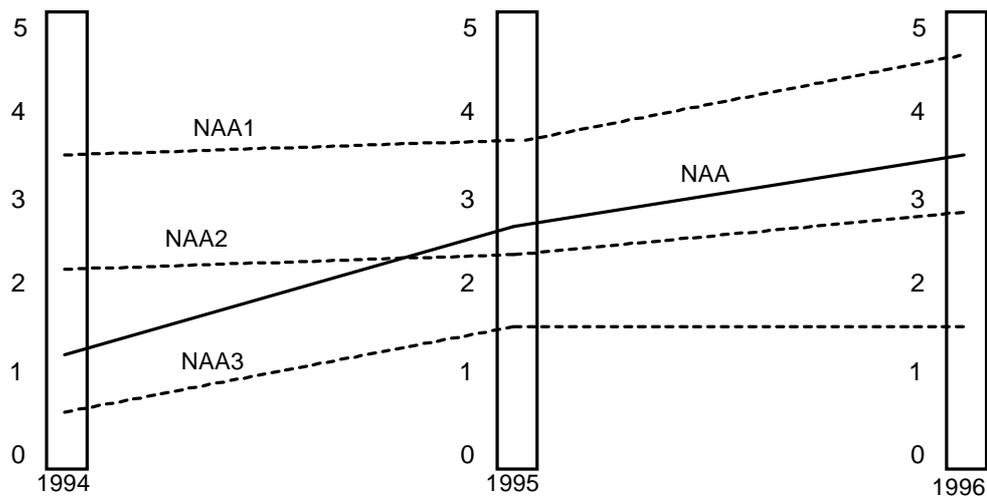
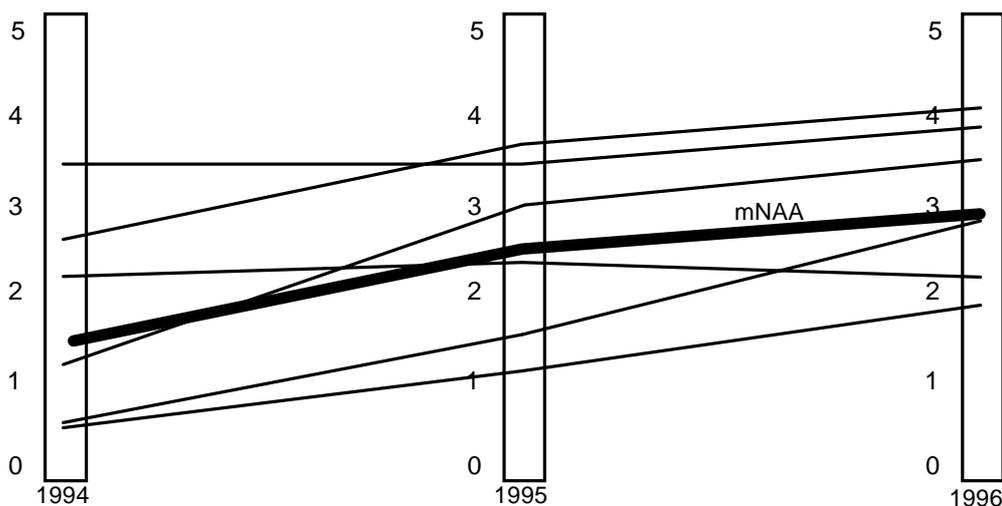


Abb. 3b: Latente Wachstumspfade (NAA) von 6 Personen und latenter mittlerer Wachstumspfad (mNAA) über 3 Beobachtungszeitpunkte



Jedoch enthält das Modell auch noch den LGC-Basis-Koeffizienten (B). Für diesen wird in jedem Zeitabschnitt ein eigenständiger Wert berechnet, so daß durch die Multiplikation von B mit

S der ansonsten konstante Steigungsfaktor dynamisiert werden kann. Jeder Zeitabschnitt erhält dadurch seine eigene latente Steigerungsrate, und es kann entschieden werden, ob diese Raten gleich sein sollen (was Linearität der Gesamt-Trajektorie bedeuten würde), oder ob die Steigungen in den einzelnen Zeitabschnitten variieren sollen (was auch in Abb. 3b ausgewiesen wurde). Dies werden wir im folgenden noch empirisch veranschaulichen.

Tabelle 1: Die Grundgleichung des latenten Wachstumskurvenmodells (LGC-Modell) als "curve-of-factors" Modell in der Bentler-Weeks-Notation

|   |   |
|---|---|
| $F_{t,i} = 1 * M(I_i) + B_t * M(S_i) + E_{t,i}$ |   |
| $F_{t,i}$                                       | latente Einstellung (Faktor) zum Zeitpunkt t einer Person i   |
| $I_i$   | latenter Intercept-Faktor (latente Konstante) des Entwicklungspfad einer Person i<br>--> zeitkonstanter wachstumsunabhängiger Anteil an der latenten Einstellungshöhe<br>Ffür jede Person<br>--> indiziert den latenten Startwert des Entwicklungspfad für jede Person  |
| $M(I_i)$  | latenter Mittelwert von allen latenten Intercept-Faktoren aller Personen<br>--> indiziert das Niveau der latenten gruppentypischen Einstellungshöhe, von der aus der gruppentypische Wachstumspfad startet  |
| $S_i$   | latenter Steigungsfaktor des Entwicklungspfad einer Person i über den gesamten Beobachtungszeitraum   |
| $M(S_i)$  | latenter Mittelwert aller latenten Steigungsfaktoren aller Personen über den gesamten Beobachtungszeitraum<br>--> indiziert die latente gruppentypische Steigerungsrate des gruppentypischen Wachstumspfad<br>--> konstant für jede Person über die Zeit<br>--> seine Wachstumsrelevanz ist abhängig vom Basis-Koeffizienten $B_t$ (s.u.) |
| $E_{t,i}$                                       | latenter Fehler (Residuum) von Person i zum Zeitpunkt t   |
| $B_t$   | LGC-Basis-Koeffizient zum Zeitpunkt t<br>--> dynamisiert den konstanten Steigungsfaktor für einzelne Zeitabschnitte<br>--> bestimmt die Funktionsform des Wachstumspfad (z.B. linear vs. nicht-linear)<br>--> definiert die Metrik der Zuwachsraten in den einzelnen Zeitabschnitten  |
| Beispiele:                                      |   |
| $B(t1)=0$                                       | (fixiert), Wachstum beginnt beim latenten Einstellungswert von t1   |
| $B(t2)=1$                                       | (fixiert), Veränderung von t1 auf t2,<br>definiert die Steigung einer Referenz-Kurve  |
| $B(t3)=*$                                       | (frei), Veränderung auf t3 als Vielfaches der Referenz-Steigung<br>z.B.: $B(t3)=2 \Rightarrow$ lineares Wachstum  |

Das in Tab. 1 spezifischer beschriebene LGC-Modell ist eine Spezialform des allgemeinen Strukturgleichungsmodells mit latenten Faktoren. Es kann deshalb ohne weiteres in dessen Logik und "Sprache" übersetzt sowie mit entsprechenden Software-Programmen (hier: EQS) geschätzt werden. In welcher Weise dies für unser Anwendungsbeispiel erfolgt, zeigt Abbildung 4. Darin werden sechs latente Faktoren, zwei manifeste Variablen und eine Konstante über vier verschiedene Bereiche angeordnet.

Im Bereich 1 von Abb. 4 finden sich die drei latenten NAA-Einstellungen für die 15, 16 und 17 Jahre alten Jugendlichen aus den Jahren 1994, 1995 und 1996. Die drei Einstellungsindikatoren pro Konstrukt wurden in jedem Jahr einmal bei denselben Befragten gemessen.

Im Bereich 2 von Abb. 4 liegen die beiden latenten Wachstumsparameter der Trajektorien aller Jugendlichen. Beide Wachstumsfaktoren werden über je einen Pfad an jeden Einstellungsfaktor (im Bereich 1) angebunden. Dabei fällt auf, daß alle Pfade (bzw. Ladungen) des Intercept-Faktors auf 1 fixiert sind. Durch diese Fixierungen wird jedem Beobachtungszeitpunkt eine bestimmte Rolle bei der Schätzung des ursprünglichen latenten Startwertes aller Trajektorien zugewiesen und der Verlauf der Wachstumszeit zentriert. Bei drei Zeitpunkten ergibt die hier benutzte Fixierung der Ladungen auf dem Intercept-Faktor mit (1, 1, 1) bei gleichzeitiger Spezifizierung der Ladungen auf dem Steigungsfaktor mit (0, 1, \*) eine Schätzung, bei der zum einen der latente Startwert allen folgenden Beobachtungszeitpunkten in gleichem Ausmaß als Referenzwert dient und zum anderen dieser latente Startwert auf der Basis der ersten Beobachtungswelle geschätzt wird.<sup>17)</sup>

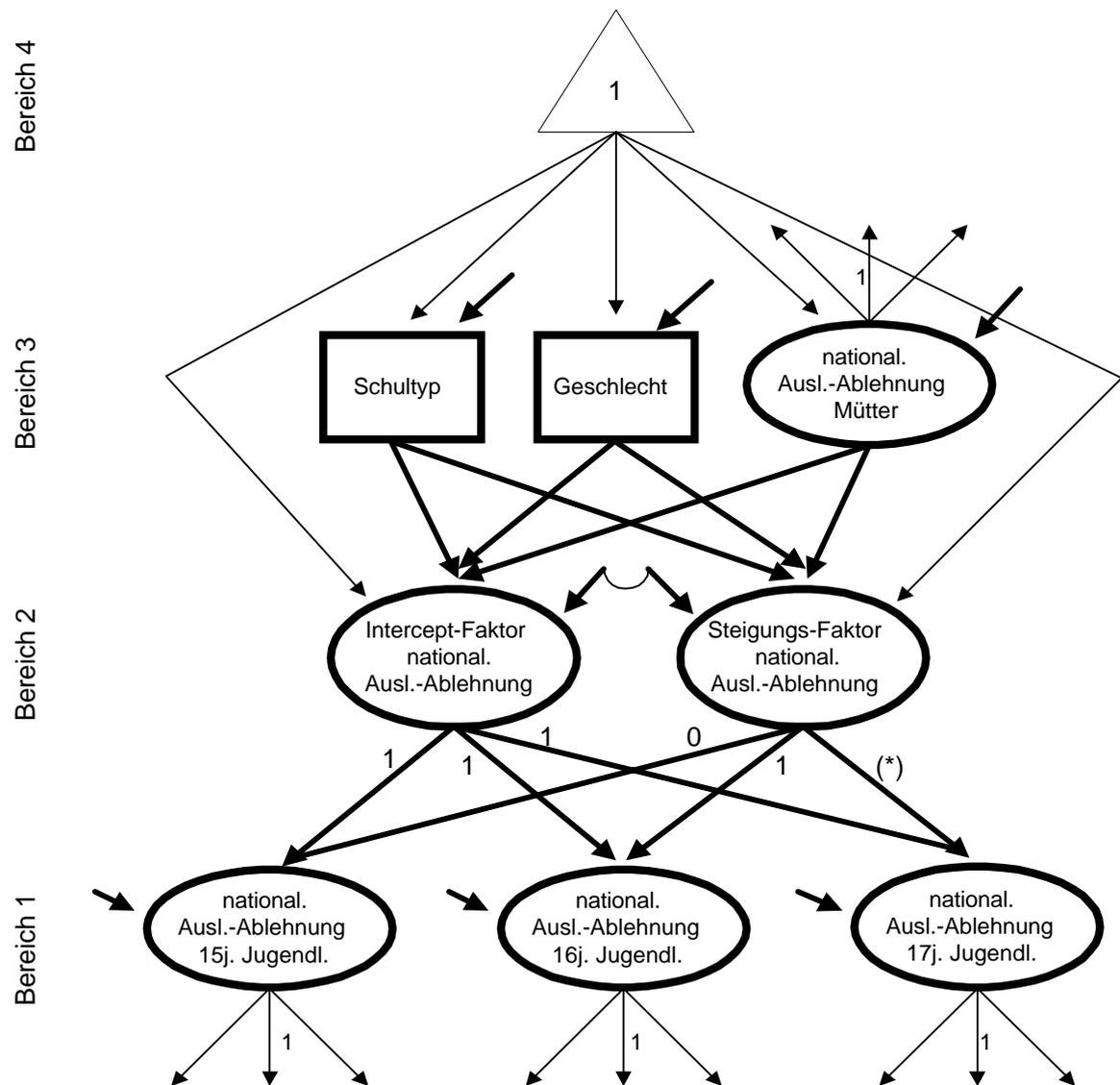
Die festen Ladungen des Steigungsfaktors fixieren gleichzeitig die Schätzwerte des LGC-Basis-Koeffizienten. Mindestens zwei Ladungen des Steigungsfaktors müssen fixiert werden, um das Modell identifizierbar zu machen. In der Regel werden dazu die Ladungen der beiden ersten, am Beginn der Zeitachse angesiedelten Einstellungsfaktoren auf 0 und 1 fixiert.<sup>18)</sup>

---

17) Da alle Ladungen des Intercept-Faktors auf 1 fixiert sind, wird derjenige Einstellungsfaktor, der auf dem Steigungsfaktor die Ladung 0 erhält, die Startwerte für die Wachstumskurve liefern, denn er wird von keinem anderen Faktor als dem Intercept beeinflusst und die Stärke dieses Einflusses soll über alle Zeitpunkte hinweg konstant bleiben.

18) Wenn die Ladung bei einem anderen Beobachtungszeitpunkt auf 0 gesetzt wird, bedeutet dies eine Verschiebung des Nullpunktes der Zeit-Skala. Damit verändert sich der zu schätzende latente Mittelwert des Intercept-Faktors, und es verändern sich auch alle Korrelationen zwischen dem Intercept-Faktor und seinen

Abb.4: Darstellung des angewandten LGC-Modells in der SEM-Logik des Bentler-Weeks-Ansatzes (ohne Indikator-Residuen und Residuen-Korrelationen)



Erläuterung: Alle zu fixierenden Pfade sind mit entsprechenden Zahlenwerten versehen, alle anderen Pfade sind frei zu schätzen.

Ein fixierter Basis-Koeffizient von  $B(t_1)=0$  beim ersten Einstellungsfaktor und von  $B(t_2)=1$  beim zweiten Einstellungsfaktor (wie in Abb. 4 erfolgt) bedeutet: beim latenten Wert des ersten Einstellungsfaktors startet die Trajektorie und zwischen erstem und zweitem Zeitpunkt gibt es eine Veränderung von einer Einheit bezogen auf den Wert von  $t_1$  (wodurch diese Steigung auch als Referenzsteigung für die Analyse der weiteren Wachstumsabschnitte festgelegt wird).

---

Prädiktoren. Nicht betroffen von der Zeitverschiebung sind die Schätzungen des latenten Mittelwertes, des Steigungsfaktors und aller diesbezüglichen Korrelationen.

Soll somit die Trajektorie als durchgängig linearer Entwicklungspfad geschätzt werden, müßte die Ladung beim dritten Einstellungsfaktor auf 2 fixiert werden. In unserem Beispiel wurde diese Ladung jedoch nicht auf einen bestimmten Wert fixiert, sondern zur freien Schätzung freigegeben, wodurch in explorativer Weise auch nicht-lineare Verläufe der Wachstumskurve schätzbar gemacht werden.<sup>19)</sup> Der dort ermittelte Wert legt die Steigung der Trajektorie im zweiten Zeitabschnitt in der Einheit des ersten Zeitraums fest.

Abbildung 4 zeigt auch eine Korrelation zwischen den Störeffekten (disturbances) von Intercept- und Steigungsfaktor. Für diese Korrelation zwischen den nicht-erklärten Varianzanteilen beider Faktoren wird ein negativer Wert erwartet. Demnach sollten sich das Ausgangsniveau der NAA-Einstellung und die NAA-Veränderung gegensinnig zueinander verhalten: Zunahmen auf der einen Seite korrespondieren mit Abnahmen auf der anderen Seite, d.h. je ausgeprägter die NAA-Einstellung ist, umso weniger wird sie anwachsen können (und je mehr sie anwachsen kann, umso niedriger wird das Ausgangsniveau für dieses Wachstum sein).

Im Bereich 3 von Abb. 4 finden sich drei Prädiktoren (Schultyp, Geschlecht, latente NAA von Müttern der Jugendlichen), die einen frei zu schätzenden Einfluß auf die beiden Wachstumsparameter der latenten Trajektorien haben sollen. Wenn diese externen Prädiktoren ins Schätzmodell aufgenommen werden, werden die geschätzten latenten Parameter der oben erläuterten LGC-Grundgleichung zu angepaßten bzw. bereinigten Parametern, aus denen die linearen Effekte der Prädiktoren auspartialisiert wurden.

Das Dreieck im Bereich 4 von Abb. 4 markiert eine Konstante mit dem Wert 1. Durch Regression der Faktoren und Variablen in den Bereichen 2 und 3 auf diese Konstante werden nach der EQS-Logik in der SEM-Analyse die latenten Mittelwerte der Wachstumsparameter (aus

---

19) Durch Fixierung bzw. Freigabe der Basis-Koeffizienten können somit auch kurvilineare Funktionen (z.B. quadratische Funktionen) geschätzt werden. Alternativ dazu können LGC-Modelle durch zusätzliche Steigungsfaktoren erweitert werden, die durch ihre Fixierungen Polynome höherer Ordnung repräsentieren. Allerdings erschwert diese Methode die Interpretation der Ergebnisse doch wesentlich. Z.B. kann ein kurvilineares Modell durch Hinzunahme eines zusätzlichen quadratischen Parameters geschätzt werden. Ist dessen Schätzwert negativ, ist die Trajektorie konkav zur Zeitachse, ist er positiv, ist sie konvex zur Zeitachse (Anwendungen dazu finden sich z.B. bei Chou et al. 1998 und Raykov 1997). Zusätzlich können durch die Auswahl geeigneter Fixwerte der Basis-Koeffizienten die evtl. ungleichen Zeitabstände zwischen den einzelnen Erhebungswellen einer Panelstudie im LGC-Modell berücksichtigt werden (vgl. dazu die Erläuterungen von Stoolmiller 1995 und die Anwendungen von Raykov 1997 sowie von Chou et al. 1998).

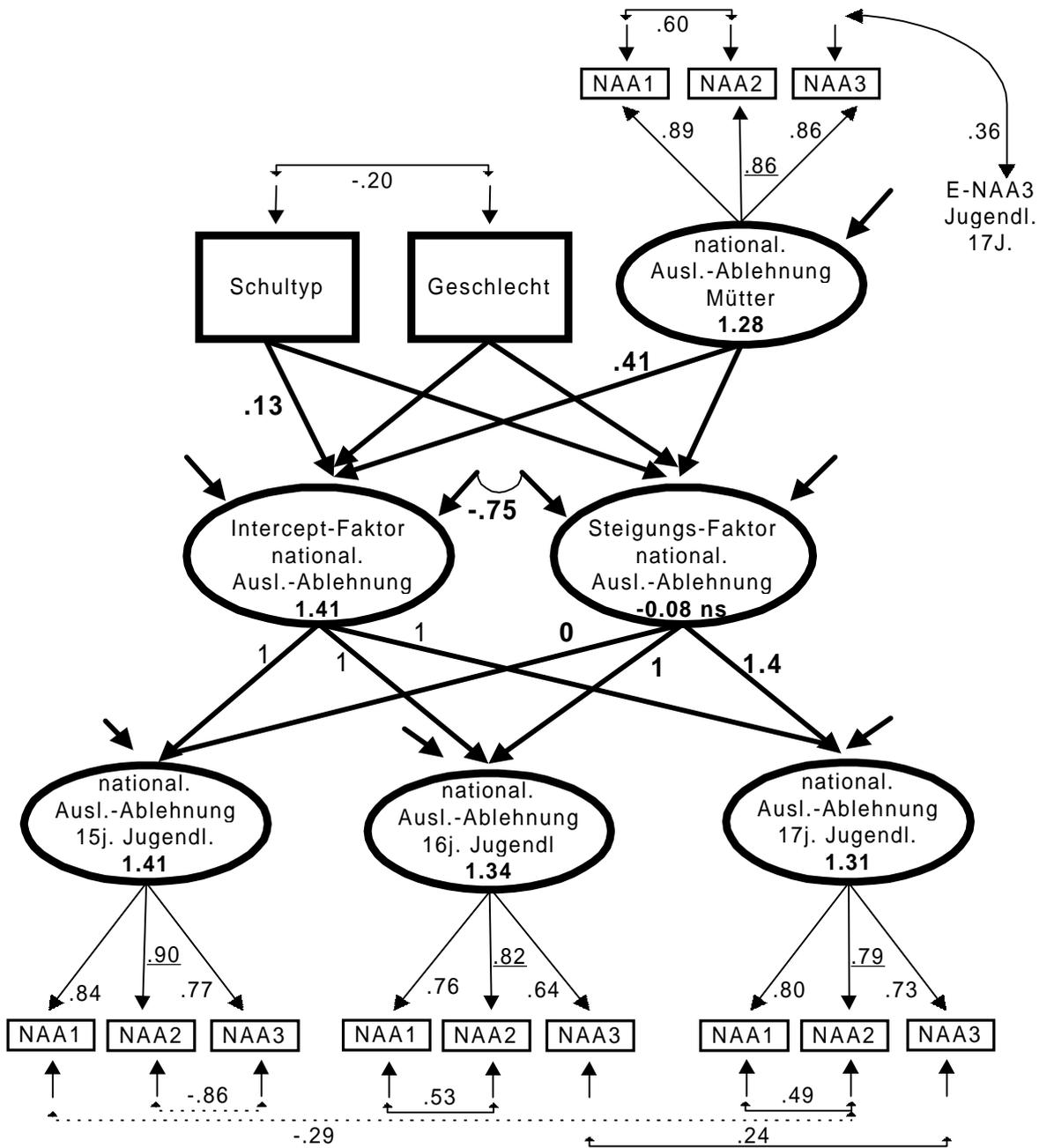
dem Bereich 2) und aller Prädiktoren (aus dem Bereich 3) geschätzt. Damit wird von einer Annahme der allgemeinen SEM-Analyse abgewichen, die davon ausgeht, daß alle Modell-Parameter einen "wahren" Mittelwert von 0 haben. Diese Annahme wird hier für die Mittelwerte der Faktoren und Prädiktoren der Ebenen 2 und 3 aufgehoben.

## **5 Die latente Wachstumskurvenanalyse von nationalisierend-ausländerablehnenden Einstellungen**

Im folgenden werden wir die Ergebnisse der latenten Wachstumskurvenanalyse zur intra- und intergenerativen Dynamik von ausländerablehnenden Orientierungen entsprechend der in Abb. 4 veranschaulichten Modellierung vorgestellt. Es soll hier vor allem danach gefragt werden:

1. ob die Ergebnisse der latenten Wachstumskurvenanalyse im statistischen Sinne als zuverlässig und valide akzeptiert werden können,
2. ob ein gruppentypisches Entwicklungsmuster für die Formierung von nationalisierend-ausländerablehnenden Einstellungen unter Jugendlichen in der Adoleszenzphase zu identifizieren ist,
3. welche inhaltlichen Konsequenzen dieses Entwicklungsmuster hinsichtlich Ausmaß sowie Zunahme bzw. Abnahme von ausländerablehnenden Einstellungen in der beobachteten Jugendgruppe hat,
4. in welcher Weise und mit welcher Stärke intergenerative Effekte, die durch Einstellungstransmissionen in Mutter-Kind-Dyaden entstehen können, das identifizierte Wachstumsmuster beeinflussen,
5. ob die exogenen Prädiktoren "Schultyp" und "Geschlecht", die in einer Vielzahl von empirischen Studien als Determinanten von ausländerabweisenden Einstellungen bestimmt wurden (vgl. Urban/Singelmann 1997b), auch eine Bedeutung für Form und/oder Inhalt des gruppentypischen Wachstumsmusters von NAA-Einstellungen haben,
6. ob und mit welchen inhaltlichen Konsequenzen die Ergebnisse der latenten Wachstumskurvenanalyse mit den Ergebnissen der latenten Stabilitätsanalyse (dargestellt in Abb. 1) vergleichbar sind.

Abb.5: LGC-Modell der jugendtypischen NAA-Entwicklung



Erläuterungen:

- 1) Es werden nur die signifikanten Pfadkoeffizienten und Fehler-Korrelationen ausgewiesen.
- 2) Die gestrichelten Linien indizieren Anomalien (vgl. Erläuterungen im Text).
- 3) Die unterstrichenen Parameter wurden zur Identifikation des jeweiligen Meßmodells auf 1 fixiert.

(ad 1) Das in Abb. 5 dargestellte LGC-Modell kann die empirisch beobachteten Datenstrukturen (Kovarianzen und Mittelwerte) gut repräsentieren.<sup>20)</sup> Alle Statistiken zur Anpassungsgüte zeigen sehr befriedigende Werte (vgl. Tab. 2).<sup>21)</sup>

Leider kann die EQS-Software zur Schätzung von LGC-Modellen kein robustes Maximum-Likelihood-Schätzverfahren und keine verteilungsrobust korrigierten Schätzwerte für Standardfehler und  $\chi^2$ -Statistik berechnen.<sup>22)</sup> Um dennoch unsere Ergebnisse auf ihre Robustheit gegenüber den Einflüssen von nicht-normalverteilten Indikatoren zu überprüfen, benutzten wir ein Bootstrapping-Simulationsverfahren, das die Berechnung von Konfidenzintervallen auf der Basis stichprobenspezifisch ermittelter Verteilungen ermöglicht (vgl. Yung/Bentler 1996; Mooney/Duval 1995). Die Ergebnisse des Simulationsverfahrens bestätigten die hohe Qualität der meisten modellspezifischen Parameterschätzungen: alle substantiell bedeutsamen Schätzwerte der ursprünglichen Modellschätzung lagen im relativ engen, 90% Konfidenzintervall der Bootstrapping-Simulation, und im direkten Vergleich der Punktschätzungen wichen die geschätzten Parameterwerte aus beiden Verfahren nur geringfügig voneinander ab.

Die in der Bootstrapping-Simulation ermittelte hohe Anpassungsstabilität der Modellschätzung läßt auch hoffen, daß die für unsere Analyse sehr ungünstige Relation von Anzahl zu schätzender Parameter und Anzahl zur Verfügung stehender Beobachtungsfälle keine allzu gra-

---

20)Die Modellschätzung erbringt allein zwei Anomalien (als Ergebnis von "ex post model fittings" unter Verwendung von LM-Tests), die nicht erwartet wurden und auch inhaltlich nicht zu interpretieren sind. Dies ist die Fehler-Korrelation zwischen E-NAA2 und E-NAA3 zum Zeitpunkt der ersten Befragung sowie die Korrelation von E-NAA1 und E-NAA2 zwischen erster und dritter Erhebungswelle. Aufgrund ihrer Höhe konnten beide Korrelationen nicht aus der letztlich akzeptierten Modellschätzung ausgeschlossen werden (und es muß darauf gehofft werden, daß zukünftige Forschung ihre Existenz mit methodischen oder substantiellen Argumenten begründen kann). Obwohl der Einschluß beider Korrelationen in die Modellschätzung einen positiven Einfluß auf die Höhe der Modellanpassung hat, verzerren sie nicht die geschätzte Parameterstruktur oder die absolute Höhe der signifikanten Parameterschätzungen. Beides bliebe unverändert auch bei Ausschluß der betreffenden Korrelationen.

21)Und dies, obwohl aufgrund der konzeptionell angenommenen zeitlichen Konstanz des Wachstumsprozesses (und aller seiner Effekte) der Modellfit von Wachstumskurvenmodellen stets kleiner sein wird als derjenige von Stabilitätsmodellen. Im einzelnen betragen die Statistiken des in Abb. 5 gezeigten LGC-Modells: größtes stand. Residuum: 0.17;  $\chi^2$ -Statistik des Null-Modells (df=91): 1226.15;  $\chi^2$ -Statistik des angepassten Modells (df=70): 78.73; P-Wert für  $\chi^2$ -Statistik: 0.22; Comparative Fit Index (CFI): 0.99; RMSEA: 0.03.

22)Vgl. dazu die Fußnoten in Text-Abschnitt 3.

vierenden Konsequenzen für die Gültigkeit der ermittelten Analysresultate hat.<sup>23)</sup>

Eine weitere Voraussetzung für eine valide LGC-Analyse ist, wie in allen Längsschnittanalysen, die "Zeitreihenfähigkeit" der benutzten Meßskalen bzw. Meßmodelle. Damit ist gemeint, daß die im Modell zu analysierende, latente Einstellung, hier also das NAA-Konstrukt, im Zeitverlauf nicht derart radikal seine semantische Bedeutung verändern sollte, daß am Ende der Zeitreihe etwas anderes analysiert wird, als zu Beginn der Analyse beobachtet wurde. In der LGC-Analyse sollte also eine relativ robuste Faktorenstruktur ausgewertet werden können, die aber auch gleichzeitig sensibel genug gegenüber grundsätzlichen Einstellungsveränderungen ist und diese nicht aufgrund ihrer rigiden, zeitpunktspezifischen Ausrichtung von vornherein aus der Messung ausschließt.

Zur Überprüfung der Faktorinvarianz eines zeitdynamischen Kausalmodells stehen verschiedene "harte" und "weiche" Verfahren zur Verfügung (vgl. Cunningham 1991; Horn 1991). Ein relativ harter Test, der sog. Chi-Quadrat-Differenzen-Test, bei dem der Anpassungsgrad des Modells mit den frei geschätzten Faktorladungen mit dem Anpassungsgrad eines Modells verglichen wird, in dem die Faktorladungen eines jeden Items als zeitkonstant fixiert wurden, erbrachte im vorliegenden Anwendungsbeispiel keine signifikanten Unterschiede.<sup>24)</sup> Deshalb wird für das hier analysierte LGC-Modell eine ausreichend hohe Faktorinvarianz unterstellt.

Auch die in Abbildung 5 ausgewiesenen Ladungskoeffizienten zeigen ein relatives zeitkonstantes Ladungsmuster für das unter Jugendlichen gemessene NAA-Konstrukt. Die Faktorstruktur ist, wie erwartet und in Abschnitt 2 begründet, durch hohe Ladungen von NAA1 und NAA2 sowie durch im Vergleich dazu deutlich geringere, aber (absolut betrachtet) immer noch ausreichend hohe Faktorladungen von NAA3 gekennzeichnet. Zudem führt die enge semanti-

---

23) Die Relation beträgt im hier analysierten Modell 49:131. Akzeptiert man eine weit verbreitete "Daumenregel" wären bei 49 zu schätzenden Parametern mindestens 245 Beobachtungsfälle wünschenswert. Allerdings zeigen verschiedene Methoden-Studien, daß die Güte der Parameter-Schätzwerte nicht wesentlich von der Anzahl der Beobachtungsfälle tangiert wird (Barrett/Kline 1981; Boomsma 1982; Finch et al. 1997). Zudem fanden Guadagnoli/Velicer (1988) heraus, daß bei Faktorladungen von über 0.80, die Ergebnisse von Faktorenanalysen unabhängig von Variablen- und Fallzahl sehr stabil bleiben (selbst bei Fallzahlen von 50).

24) Der Chi-Quadrat-Differenzen-Test erbringt im vorliegenden Fall bei 4 Freiheitsgraden einen  $\chi^2$ -Testwert von 5.03; der diesbezügliche kritische  $\chi^2$ -Wert hat bei einer 5%igen Irrtumswahrscheinlichkeit einen Wert von 9.49.

sche Verwandtschaft von NAA1 mit NAA2 in der Modellschätzung zu einer (erwartet) hohen zeitspezifischen Fehlerkorrelation zwischen E-NAA1 und E-NAA2 in der zweiten und in der dritten Erhebungswelle (0.53 und 0.49).

Die geschätzte Faktorstruktur zeigt auch, daß der auf eine arbeitsmarktbezogene Thematisierung der Ausländerablehnung ausgerichtete NAA3-Indikator mit zunehmendem Alter der Jugendlichen und zunehmender Nähe zur Berufswahlentscheidung eine systematische Item-Spezifität erhält, die sich in einer relativ hohen Korrelation zwischen den NAA3-Meßfehlern aus zweiter und dritter Erhebungswelle bemerkbar macht. Von den in der Modellschätzung freigegebenen Korrelationen zwischen zeitlich benachbarten Items gleichen Inhalts (itemspezifische, interfaktorielle Meßfehler-Korrelationen<sup>25)</sup>) ist diese E-NAA3-Korrelation die einzige mit signifikanter Bedeutung.

Auch weist der NAA3-Indikator erstmals im Alter von 17 Jahren eine bedeutsame Fremdkorrelation mit der diesbezüglichen Bewertung des Ausländerthemas bei den Müttern auf (mit einem Wert von 0.36). Dies indiziert eine in diesem Alter entstehende, bei Müttern und Kindern ähnliche Wahrnehmung des Themas "Ausländer und Arbeitsmarkt", die nicht vom NAA-Konstrukt, sondern von anderen Einflüssen, möglicherweise von ähnlich erfahrenen, familienspezifischen Kontexten geprägt wird.

(ad 2 u. 3) Die LGC-Analyse kann hinsichtlich der Veränderung nationalisierend-ausländerablehnender Einstellungen unter adoleszenten Jugendlichen ein sehr interessantes Entwicklungsmuster nachweisen, das auch im statistischen Sinne für die Gruppe der befragten ostdeutschen Jugendlichen ausreichend typisch ist. Diese Basis-Trajektorie startet im Alter von 15 Jahren auf einem meßfehler-bereinigten Niveau von 1.41 Punkten. Dieser Wert ist unter Berücksichtigung der zur Messung verwendeten 5-Punkte-Skalen nicht als gering anzusehen, beträgt er doch ca. 35% des mit unseren Skalen meßbaren, fehlerbereinigten Maximalwertes von 4.0.

Von diesem Anfangsniveau aus nimmt die Stärke der Ausländerablehnung mit einem durchschnittlichen, meßfehlerbereinigten Wert von nur -0.08 in den beiden beobachteten Ein-Jahres-

---

25) In einem zeitdynamischen Strukturmodell sollten alle itemspezifischen Meßfehler-Korrelationen zur Schätzung freigegeben werden. Geschieht dies nicht, könnten die Faktorladungen inflationiert sein und die Pfadkoeffizienten im Strukturmodell zu hoch geschätzt werden.

Zeitintervallen sehr gering, aber kontinuierlich ab. Dabei fällt diese Abnahme umso geringer aus, je höher das individuell vorhandene Niveau zu Beginn der Veränderung ist (die Korrelation zwischen Intercept- und Steigungsfaktor beträgt  $-.75$ ). Deutlich ist auch zu erkennen, daß sich im zweiten Zeitabschnitt zwischen dem 16ten und 17ten Lebensjahr diese (schwache) Abnahmerate signifikant verringert. Der für diese Phase in Abb. 5 ausgewiesene Basis-Koeffizient beträgt nur noch 1.4. Er hätte einen Wert von 2.0 aufweisen müssen, wenn über den gesamten Beobachtungszeitraum vom 15ten bis zum 17ten Lebensjahr ein konstanter linearer Entwicklungstrend zu beobachten gewesen wäre.

Mithin gilt für die hier analysierte Jugendgruppe, daß sie eine ausländerablehnende Einstellung von beträchtlichem Ausmaß aufweist, die über den gesamten untersuchten Zeitraum individuell recht konstant bleibt und etwa bei 33% bis 35% (meßfehlerbereinigt) des erreichbaren Höchstwertes liegt. Nur wenn die Analyse auch sehr geringe Veränderungen berücksichtigt, läßt sich eine schwache Abnahme der Ausländerablehnung erkennen, die dann aber auch in ihrer Bedeutung noch einmal dadurch abgeschwächt wird, daß sie im zweiten beobachteten Zeitintervall signifikant an Tempo verliert.

(ad 4) Entsprechend der sehr schwachen und im statistischen Sinne nicht signifikanten Bedeutung von zeitdynamischen Veränderungen in der Ausländerablehnung der befragten Jugendlichen können im Modell keine einflußstarken Effekte der Mutter-Einstellung oder der beiden anderen Prädiktoren auf die latente Steigungsrate des NAA-Konstruktes nachgewiesen werden. Allerdings ist ein sehr relevanter, intergenerativer Effekt der mütterlichen Ausprägung von Ausländerablehnung auf das durchschnittliche, veränderungsunabhängige Ausmaß von Ausländerablehnung ihrer Kinder zu Beginn der Zeitreihe festzustellen:

Bezogen auf das durchschnittliche Ausgangsniveau von Ausländerablehnung unter Jugendlichen im Alter von 15 Jahren ergibt sich in der Modellschätzung ein standardisierter Pfadkoeffizient von 0.41 für den diesbezüglichen Mutter-Kind-Effekt. Akzeptiert man die hier unterstellte Kausalrichtung eines Effektes von der Mutter- auf die Kindeseinstellung (alternativ könnte man auch an eine gedrehte Beziehung im Sinne einer mütterlichen Anpassung an die Kindeseinstellung oder an einen durch externe Determinanten verursachten Kontexteffekt denken, vgl. dazu

Urban/Singelmann 1998), so können Mütter durch ihre Einstellung zu Ausländerthemen die Meinung ihrer Kinder in ganz beträchtlichem Umfang beeinflussen. Denn immerhin werden mit diesem Effekt zwischen 17% und 34% der gesamten Varianz auf der Ebene der drei zeitspezifischen Einstellungskonstrukte ausgeschöpft (die dementsprechenden standardisierten, totalen Mutter-Effekte betragen in chronologischer Reihenfolge: 0.41, 0.57, 0.58).

(ad 5) Im Vergleich zum Ausmaß des Mutter-Kind-Effektes für die Formierung ausländerablehnender Einstellungen erweisen sich die Effekte von Bildung und Geschlecht für den beobachteten Entwicklungszeitraum als recht bedeutungslos. Lediglich der von den Jugendlichen besuchte Schultyp hat einen gering positiven Effekt auf die Höhe der Einstellung (knapp jenseits der 5%-Signifikanzmarke und deshalb hier noch berücksichtigt). Demnach weisen Regelschüler im Unterschied zu Gymnasiasten ein leicht höheres Niveau von Ausländerablehnung auf (1.54 statt 1.41), wobei dieser Unterschied aber ab dem 16ten Lebensjahr nicht mehr besteht.

(ad 6) Trotz der Unterschiede in den Basisannahmen von latenten Stabilitäts- und Wachstumskurvenmodellen und den sich daraus ergebenden unterschiedlichen statistischen Modellierungen können einige Schätzergebnisse beider Forschungsstrategien hinsichtlich ihrer Bedeutung für das inhaltliche Verständnis der modellierten Wirkungsprozesse verglichen werden. Möglich ist ein Vergleich beider Schätzungen z.B. hinsichtlich des Einflusses der exogenen Prädiktoren auf die Variationen der latenten Einstellungskonstrukte. Dazu müssen in beiden Modellen die standardisierten, totalen Effekte der exogenen Prädiktoren auf die latenten Einstellungsfaktoren (die in Abb. 4 im Bereich 1 angesiedelt sind) berechnet werden.

Tabelle 2 zeigt für unser Anwendungsbeispiel die totalen, exogen verursachten Effekte der mütterlichen NAA-Einstellung auf die drei NAA-Einstellungen von Jugendlichen. Beide Modellierungen erbringen eine in wesentlichen Teilen vergleichbare Effektstruktur, wenn auch die absoluten Werte der LGC-Schätzung um 0.05 bis 0.11 Punkte oberhalb derjenigen der Stabilitätsanalyse liegen. Mithin gilt für beide Modelle, daß der Muttereinfluß auf einem beträchtlichen, mittelstarken Niveau liegt, der je nach Modell im Mittel einen Anteil von 20% bzw. 28% der Varianz im jugend-spezifischen NAA-Konstrukt ausschöpfen kann. Auch zeigen beide Modelle,

daß die Stärke des totalen Mutter-Effektes zwischen dem 15ten und 16ten Lebensjahr beträchtlich zunimmt, was, wie das Stabilitätsmodell belegt, die Folge eines zeitüberdauernden sozialisatorischen Langzeiteffektes bei gleichzeitiger Abnahme des direkten Effektes ist (vgl. Abb. 1). Und in beiden Modellschätzungen ist auch zu erkennen, daß ab dem 16ten Lebensjahr der totale Muttereinfluß in seiner Höhe eher konstant bleibt, was als Folge einer Abnahme von direkten zeitspezifischen Effekten und einer zeitabhängigen Verstärkung des kumulativen Langzeiteffektes zu verstehen ist.

Tabelle 2: Vergleich von Resultaten aus Stabilitäts- und LGC-Analyse

|                                       | standardisierter, totaler Mutter-Effekt auf: |                                   |                                   |
|---------------------------------------|--|-----------------------------------|-----------------------------------|
|                                       | NAA-Konstrukt<br>15j. Jugendliche            | NAA-Konstrukt<br>16j. Jugendliche | NAA-Konstrukt<br>17j. Jugendliche |
| im Stabilitätsmodell<br>(vgl. Abb. 1) | .36  | .48                               | .48                               |
| im LGC-Modell<br>(vgl. Abb. 5)        | .41  | .57                               | .58                               |

## 6 Resümee: Vorteile der Kombination von latenten Stabilitäts- und Wachstumskurvenanalysen

Die Ergebnisse von latenten Stabilitäts- und Wachstumskurvenanalysen lassen sich nicht direkt miteinander vergleichen. Beide statistischen Modelle repräsentieren, wie oben bei der Beschreibung ihrer speziellen Logiken verdeutlicht, fundamental unterschiedliche Konzepte über den latenten Wachstumsprozeß, der den beobachteten Einstellungsveränderungen zugrunde liegt.

So lauten drei der wichtigsten konzeptuellen Annahmen von autoregressiven Stabilitätsmodellen (ARM):

ARM1 Die Einstellungsdifferenzen zwischen einzelnen Individuen verändern sich in der Zeit und verschieben damit auch die Rangordnungen unter den Individuen.

Im Anwendungsmodell (vgl. Abb. 1) führen unterschiedliche Einstellungsentwicklungen unter den befragten Jugendlichen und damit verbundene Verschiebungen in den Rangordnungen zu Stabilitätskoeffizienten, die a) für alle drei analysierten Zeitabschnitte sehr unterschiedlich sind, b) alle unterhalb eines Wertes von 1.0 liegen, und c) in einem Falle sogar ein negatives Vorzeichen als Ausdruck sehr starker Rang-

ordnungsverschiebungen aufweisen.

ARM2 Die Stabilitäten zwischen den einzelnen Beobachtungszeitpunkten sind prinzipiell variabel, so daß zeitvariierende endogene Stabilitäten (auch als Stabilitäten höherer Ordnung sowie als reziproke endogene Effekte), aber auch zeitvariante Effekte von exogenen Prädiktoren geschätzt werden können.

Im Anwendungsmodell (vgl. Abb. 1) wird dementsprechend ein zeitvarianter Mutter-Effekt geschätzt, dessen direkter Anteil mit Alterszunahme der Jugendlichen stetig abnimmt (von 0.48 über 0.31 auf 0.24) und dessen Gesamtausmaß nach einem ersten Anstieg ab dem 16ten Lebensjahr auf einem Niveau von 0.48 konstant bleibt.

ARM3 Die Stabilitäten zwischen den Beobachtungszeitpunkten verändern sich umso stärker im Sinne einer Abschwächung, umso mehr zeitspezifisch wirkende Prädiktoren in ein Modell integriert werden und umso stärker die direkten Effekte von exogenen Prädiktoren werden.

Dies wird auch im Anwendungsmodell (vgl. Abb. 1) in einem gedrehten Sinne bestätigt: Die direkte Einflußstärke des exogenen Muttereffektes schwächt sich ab (von 0.36 auf 0.24) und gleichzeitig nimmt die Stabilität erster Ordnung zu (von 0.48 auf 0.67).

Alle drei o.g. Annahmen gelten nicht für Wachstumskurvenmodelle. Dort werden diesen Annahmen folgende wachstumsbezogenen Annahmen entgegengesetzt:

LGC1 Es gibt bei homogenen Sozialgruppen eine typische Wachstumskurve für Einstellungsveränderungen, die im gesamten Beobachtungszeitraum einen einheitlichen Verlauf aufweist.

Im Anwendungsmodell (vgl. Abb. 5) ist diese kollektive Wachstumskurve durch ein mittelhohes Ausgangsniveau von 1.41 (bei einem Maximalwert von 4.0), einen minimalen Steigungsfaktor von -0.08 sowie durch eine negative Korrelation zwischen beiden von -0.75 geprägt und ist für den gesamten Untersuchungszeitraum zwischen dem 15ten und 17ten Lebensjahr der befragten Jugendlichen gültig.

LGC2 Die Kovarianzen zwischen den Kurvenparametern sowie zwischen den Kurvenparametern und den exogenen Prädiktoren sind zeitkonstant (und deshalb können auch keine zeitvariierenden endogenen oder exogenen Effekte in welcher Form auch immer geschätzt werden).

Im Anwendungsmodell (vgl. Abb. 5) gibt es jeweils nur einen Effekt von allen drei Prädiktoren (Schultyp, Geschlecht, NAA-Mütter) auf die zwei Parameter der Wachstumskurve. Dabei ist allein der Effekt der mütterlichen Ausländerablehnung auf das durchschnittliche Ausgangsniveau der jugend-spezifischen Ausländerablehnung mit einem Wert von 0.41 von inhaltlicher Bedeutung.

Trotz dieser unterschiedlichen Basisannahmen können die Ergebnisse aus Stabilitäts- und Wachstumskurvenanalyse sinnvoll aufeinander bezogen werden und dadurch zu neuen Einsichten in die latente Struktur von komplexen Wirkungszusammenhängen führen. So wurde z.B. zu Ende von Gliederungsabschnitt 5 gezeigt, in welcher Weise die beiden Interpretationen von Prädiktor-Effekten über beide Modelle hinweg miteinander verknüpft werden können. Dort wurde deutlich gemacht, daß auch in der latenten Wachstumskurvenanalyse variierende (totale) Prädiktor-Effekte zu berechnen sind und daß zu deren Verständnis die Resultate der Stabilitätsanalyse genutzt werden können. Denn allein in der Stabilitätsanalyse läßt sich eine Effektzerlegung in direkte und indirekte sowie in kurz- und langfristige Abhängigkeiten vornehmen.

Allerdings ist dieser Vorteil der Stabilitätsanalyse auch gleichzeitig wiederum einer ihrer größten Nachteile. Die Stabilitätsanalyse kann aufgrund ihrer Fixierung auf Zwischen-Wellen-Kovarianzen nicht die Struktur eines kollektiven, über alle Beobachtungsphasen hinweg gültigen, latenten Wachstumsmusters erkennen. Nach einem solchen Muster wird hingegen von der LGC-Analyse gesucht. Sollte es von ihr gefunden werden, können exogene Prädiktoren des Steigungsfaktors unabhängig vom Einfluß des Intercept-Faktors geschätzt werden.

Neben diesem, eher methodischen Vorzug können die im Modell geschätzten Wachstumskurven von allen Anwendern leicht und verständlich als gruppentypischer Durchschnitt der individuellen Trajektorien aller befragten Personen interpretiert werden. Dementsprechend liegen die Vorteile der sozialwissenschaftlichen Anwendung von LGC-Analysen in der politischen Sozialisationsforschung vor allem in folgenden Möglichkeiten:

- Ermittlung einer interindividuell gültigen, kollektiven latenten Wachstumskurve, die die durchschnittliche Einstellungsveränderung der Mitglieder einer (Sample-) Gruppe als Basis-Trajektorie beschreibt.
- Ermittlung des Zusammenhangs zwischen Wachstum und einem ursprünglichen Zustand, der vor der Veränderung besteht.
- Ermittlung der Kovariation zwischen exogenen Prädiktoren und dem Verlauf der Wachstumskurve.

Zusätzlich weist die latente Wachstumskurvenanalyse, wie oben gezeigt, noch eine ganze Reihe weiterer Eigenschaften auf, die sie für die empirische Sozialisationsforschung interessant macht:

- Das Modell gilt für beliebig viele Wellen (mit einem Minimum von 3 Wellen). Je mehr Wellen zur Verfügung stehen, umso höher ist die Zuverlässigkeit, mit der ein gruppentypisches Wachstumsmuster geschätzt werden kann.

- Die einzelnen Erhebungswellen müssen nicht gleiche zeitliche Abstände aufweisen, denn auch ungleiche Abstände können modelliert werden.
- Die Wachstumsformen können linear und kurvilinear, mit konstanten und mit nicht-konstanten Veränderungsraten geschätzt werden.
- Das Ausmaß der kollektiven Verbindlichkeit der geschätzten Wachstumskurve kann mittels der geschätzten Varianzen der ermittelten Wachstumsparameter ermittelt werden.
- Die Erfassung der zu analysierenden Einstellungen kann im Rahmen von fehlerkorrigierten Meßmodellen mit multiplen Indikatoren erfolgen.
- Die Kovarianzstruktur der Inter-Wellen-Meßfehler kann spezifiziert und getestet werden (z.B. hinsichtlich Autokorrelation und Heteroskedastizität).
- Verschiedene Modell-Spezifikationen, die geschachtelt sind, können miteinander verglichen werden (z.B. Modelle mit und ohne Veränderungsfaktor).

Mithin bietet die latente Wachstumskurvenanalyse in Ergänzung zur gebräuchlichen (autoregressiven) Stabilitätsanalyse ein nützliches und vielseitig verwendbares, statistisches Untersuchungsinstrumentarium. Sie ist vor allem bei Längsschnittanalysen einzusetzen, in denen die Eigenheiten endogener Wachstumsmuster und deren exogene Determination erforscht werden sollen. Damit eignet sie sich insbesondere für die sozialwissenschaftliche Sozialisationsforschung, deren zentraler Gegenstand die dynamische Veränderung von gruppentypischen, latenten Strukturen ist.

## Literatur:

- Alsup, R./Gillespie, D.F., 1997: Stability of Attitudes Toward Abortion and Sex Roles: A Two-Factor Measurement Model at Two Points in Time. *Structural Equation Modeling* 4: 338-352.
- Barrett, P.T./Kline, P., 1981: The Observation to Variable Ratio in Factor Analysis. *Personality Study and Group Behavior* 1, 23-33.
- Beer-Kern, D., 1995: Auszubildende und unversorgte Jugendliche. Ausbildungssituation und Fremdenfeindlichkeit. S. 145-168 in: R. Jensen (Hrsg.), *Arbeitsmarkt und Berufsausbildung in den neuen Bundesländern*. Bielefeld: Bertelsmann.
- Bentler, P.M., 1986: EQS - Ein Ansatz zur Analyse von Strukturgleichungsmodellen für normal- bzw. nicht-normal verteilte quantitative Variablen. S. 27-56 in: C. Möbus (Hrsg.), *Strukturmodelle für Längsschnittdaten und Zeitreihen*. LISREL, Pfad- und Varianzanalyse. Bern/Stuttgart/Toronto: Huber.
- Bentler, P.M., 1992: EQS: Structural Equations Program Manual (Vers. 3.0.). Los Angeles: Multivariate Software Inc.
- Bentler, P.M./Chou, C.P., 1987: Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods and Research* 16: 78-117.
- Bentler, P.M./Weeks, D.G., 1980: Linear Structural Equation Models with Latent Variables. *Psychometrika* 45: 289-308.
- Boomsma, A., 1982: The Robustness of LISREL Against Small Sample Sizes in Factor Analysis Models. S. 149-174 in: K.G. Joereskog, K.G./E. Wold, E. (Hrsg.), *Systems Under Indirect Observation*, Vol. 1. Amsterdam: North-Holland.
- Brandmaier, R./Mathes, H., 1992: Güte der Schätzer bei Strukturgleichungsmodellen mit mehrstufig ordinalen Variablen. S. 92-118 in: J. Reinecke/G. Krekeler (Hrsg.), *Methodische Grundlagen und Anwendungen von Strukturgleichungsmodellen*. Mannheim: FRG e.V.
- Byrne, B.M., 1995: One Application of Structural Equation Modeling From Two Perspectives. Exploring the EQS and LISREL Strategies. S. 138-157 in: R.H. Hoyle (Hrsg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.
- Chou, C.P./Bentler, P.M., 1995: Estimates and Tests in Structural Equation Modeling. S. 37-55 in: R.H. Hoyle (Hrsg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.
- Chou, C.P./Bentler, P.M./Pentz, M.A., 1998: Comparisons of Two Statistical Approaches to Study Growth Curves: The Multilevel Model and the Latent Curve Analysis. *Structural Equation Modeling* 5: 247-266.
- Cunningham, W.R., 1991: Issues in Factorial Invariance. S. 106-113 in: Collins, L.M./Horn, J.L. (Hrsg.), *Best Methods for the Analysis of Change*. Washington: American Psychological Association.
- Duncan, S.C./Duncan, T.E., 1995: Modeling the Processes of Development via Latent Variable Growth Curve Methodology. *Structural Equation Modeling* 2: 187-213.
- Duncan, S.C./Duncan, T.E., 1996: A Multivariate Latent Growth Curve Analysis of Adolescent Substance Use. *Structural Equation Modeling* 3: 323-347.
- Faulbaum, F./Bentler, P.M., 1994: Causal Modeling: Some Trends and Perspectives. S. 224-241 in: I. Borg/P.P. Mohler (Hrsg.), *Trends and Perspectives in Empirical Social Research*. Berlin: Walter de Gruyter.
- Finch, J.F./West, S.G./MacKinnon, D.P., 1997: Effects of Sample Size and Nonnormality on the Estimation of Mediated Effects in Latent Variable Models. *Structural Equation Modeling* 4: 87-107.

Förster, P./Friedrich, W., 1992: Politische Einstellungen und Grundpositionen Jugendlicher in Ostdeutschland. *Aus Politik und Zeitgeschichte* 42: 3-15.

Förster, P./Friedrich, W./Müller, H./Schubarth, W., 1993: *Jugend Ost: Zwischen Hoffnung und Gewalt*. Opladen: Leske u. Budrich.

Fuchs, M./Lamnek, S., 1992: Fremde in Deutschland - eine Klassengesellschaft? Erscheinungsformen der Fremdenfeindlichkeit. *Soziale Probleme* 3: 154-172.

Green, S.B./Akey, T.M./Fleming, K.K./Hersberger, S.L./ Marquis, J.G., 1997: Effect of the Number of Scale Points on Chi-Square Fit Indices in Confirmatory Factor Analysis. *Structural Equation Modeling* 4: 108-120.

Guadagnoli, E./Velicer, W.F., 1988: Relation of Sample Size to the Stability of Component Patterns. *Psychological Research* 103: 265-275.

Heiliger, C./Kürten, K., 1992: Jugend '92: Ergebnisse der IBM-Jugendstudie. S. 68-156 in: Institut für Empirische Psychologie (Hrsg.), *Die selbstbewußte Jugend*. Köln: Bund-Verlag.

Heitmeyer, W./Sander, U., 1994: Individualisierung und Verunsicherung. S. 38-58 in: J. Mansel (Hrsg.), *Reaktionen Jugendlicher auf gesellschaftliche Bedrohung. Untersuchungen zu ökologischen Krisen, internationalen Konflikten und politischen Umbrüchen als Stressoren*. Weinheim: Juventa.

Hill, P.B., 1993: Die Entwicklung der Einstellungen zu unterschiedlichen Ausländergruppen zwischen 1980 und 1992. S. 26-67 in: H. Willems/R. Eckert (Hrsg.) *Fremdenfeindliche Gewalt*. Opladen: Leske u. Budrich.

Horn, J.L., 1991: Comments on "Issues in Factorial Invariance". S. 114-125 in: Collins, L.M./Horn, J.L. (Hrsg.), *Best Methods for the Analysis of Change*. Washington: American Psychological Association.

Hu, L.-T./Bentler, P.M., 1995: Evaluating Model Fit. S. 76-99 in: R.H. Hoyle (Hrsg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.

Jagodzinski, W., 1984: Wie transformiert man labile in stabile Relationen? Zur Persistenz postmaterialistischer Wertorientierungen. *Zeitschrift für Soziologie* 13: 225-242.

Klein-Allermann, E./Wild, K.-P./Hofer, M./Noack, P., 1995: Gewaltbereitschaft und rechtsextreme Einstellungen ost- und westdeutscher Jugendlicher als Folge gesellschaftlicher, familialer und schulischer Bedingungen. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie* 27: 191-209.

Küchler, M., 1994: The Germans and the 'Others': Racism, Xenophobia, or 'Legitimate Conservatism'? *German Politics* 3: 47-74.

Kühnel, S./Terwey, M., 1994: Gestörtes Verhältnis? Die Einstellung der Deutschen zu Ausländern in der Bundesrepublik. S. 71-105 in: M. Braun/P.P. Mohler (Hrsg.), *Blickpunkt Gesellschaft* 3. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Marsh, H.W., 1993: Stability of Individual Differences in Multiwave Panel Studies: Comparison of Simplex Models and One-Factor Models. *Journal of Educational Measurement* 30: 157-183

McArdle, J.J./Aber, M.S., 1990: Patterns of Change within Latent Variable Structural Equation Models. S. 151-224 in: A. von Eye (Hrsg.), *Statistical Methods in Longitudinal Research*, Vol 1. New York.

McArdle, J.J./Epstein, D., 1987: Latent Growth Curves Within Developmental Structural Equation Models. *Child Development* 58: 110-133.

McLeod, J.D./Shanahan, M.J., 1996: Trajectories of Poverty and Children's Mental Health. *Journal of Health and Social Behavior* 37: 207-220.

Melzer, W., 1992: Jugend und Politik in Deutschland. Gesellschaftliche Einstellungen, Zukunftsorientierungen und Rechtsextremismus-Potential Jugendlicher in Ost- und Westdeutschland. Opladen: Leske u. Budrich.

Meredith, W./Tisak, J., 1990: Latent Curve Analysis. *Psychometrika* 55: 107-122.

Mooney, C./Duval, R.D., 1995: Bootstrapping. A Nonparametric Approach to Statistical Inference. Thousand Oaks: Sage.

Ping, R.A., 1998: EQS and LISREL Examples Using Survey Data. S. 63-100 in: E.E. Rigdon et al. (Hrsg.), *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling*. Mahwah: L. Erlbaum.

Raykov, T., 1997: Growth Curve Analysis of Ability Means and Variances in Measures of Fluid Intelligence of Older Adults. *Structural Equation Modeling* 4: 283-319.

Rigdon, E.E. et al. (Hrsg.), 1998: *Interaction and Nonlinear Effects in Structural Equation Modeling*. Mahwah: L. Erlbaum.

Rogosa, D., 1988: Myths about Longitudinal Research. S. 171-209 in: K.W. Schaie et al. (Hrsg.), *Methodological Issues in Aging Research*. New York: Springer.

Schmidt, P./Berger, M., 1995: Stabilität und Wandel des Autoritarismus. Ergebnisse einer Zwei-Wellen-Panel-Untersuchung bei deutschen Jugendlichen. S. 320-335 in: G. Lederer/P. Schmidt (Hrsg.), *Autoritarismus und Gesellschaft*. Opladen: Leske u. Budrich.

Stoolmiller, M., 1995: Using Latent Growth Curve Models to Study Developmental Processes. S. 104-138 in: J.M. Gottman (Hrsg.), *The Analysis of Change*. Mahwah: Erlbaum.

Stoolmiller, M./Bank, L., 1995: Autoregressive Effects in Structural Equation Models: We See Some Problems. S. 261-276 in: J.M. Gottman (Hrsg.), *The Analysis of Change*. Mahwah: Erlbaum.

Urban, D., 2000: Panelanalyse in der Einstellungs- und Sozialisationsforschung mittels latenter Wachstumskurvenmodelle (LGC-Modelle). Eine anwendungsorientierte Darstellung unter Verwendung kategorialer Daten aus einer kleinen Stichprobe. Stuttgart: Institut für Sozialwissenschaften.

Urban, D./Singelmann, J., 1995: Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a Regional Nonrandom Survey in Eastern Germany. *SISS - Schriftenreihe des Instituts für Sozialforschung der Universität Stuttgart* 95/5.

Urban, D./Singelmann, J., 1997a: Politische Wertorientierung bei ostdeutschen Jugendlichen. Politische Sozialisation als autoregressiver Prozeß. *Politische Vierteljahresschrift* 38: 5-26.

Urban, D./Singelmann, J., 1997b: Die soziale Vererbung von Ausländer"feindlichkeit". Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen. Stuttgart: Schriftenreihe des Instituts für Sozialforschung der Universität Stuttgart (SISS).

Urban, D./Singelmann, J., 1997c: Veränderungen von ausländerablehnenden Einstellungen in der Adoleszenzphase ostdeutscher Jugendlicher. Ergebnisse einer regionalen 3-Jahres-Panelstudie im Zeitraum 1994 bis 1996. *Soziale Probleme* 8: 40-61.

Urban, D./Singelmann, J., 1998: Eltern-Kind-Transmissionen von ausländerablehnenden Einstellungen. Eine regionale Längsschnitt-Studie zur intra- und intergenerativen Herausbildung eines sozialen Orientierungsmusters. *Zeitschrift für Soziologie* 27: 276-297.

Weil, F.D., 1997: Ethnic Intolerance, Extremism and Democratic Attitudes in Germany since Unification. S. 110-140 in: H. Kurthen/W. Bergmann/R. Erb (Hrsg.), *Antisemitism and Xenophobia in Germany after Unification*. New York: Oxford University Press.

West, S.G./Finch, J.G./Curran, P.J., 1995: Structural Equation Models With Nonnormal Variables. Problems and Remedies. S. 56-75 in: R.H. Hoyle (Hrsg.), Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications. Thousand Oaks: Sage.

Westle, B., 1995a: Nationale Identität und Demokratieverständnis junger Deutscher. S. 43-81 in: Forschungsinstitut der Friedrich-Ebert-Stiftung (Hrsg.), Die Wiedergeburt des nationalistischen Denkens: Gefahr für die Demokratie. Bonn: Forschungsinstitut der Friedrich-Ebert-Stiftung.

Westle, B., 1995b: "Nationale Identität und Nationalismus. S. 195-240 in: U. Hoffmann-Lange (Hrsg.), Jugend und Demokratie in Deutschland. DJI-Jugendsurvey 1. Opladen: Leske u. Budrich.

Willett, J.B./Sayer, A.G., 1994: Using Covariance Structure Analysis to Detect Correlates and Predictors of Individual Change Over Time. Psychological Bulletin 116: 363-381.

Willett, J.B./Sayer, A.G., 1996: Cross- Domain Analysis of Change Over Time: Combining Growth Modeling and Covariance Structure Analysis. S. 125-157 in: G.A. Marcoulides/R.E. Schumacker (Hrsg.) Advanced Structural Equation Modeling. Mahwah: Erlbaum.

Yung, Y.-F./Bentler, P.M., 1996: Bootstrapping Techniques in Analysis of Mean and Covariance Structures. S. 195-226 in: G.A. Marcoulides/R.E. Schumacker (Hrsg.), Advanced Structural Equation Modeling: Issues and Techniques. Mahwah: Erlbaum.

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart**

**bisher sind erschienen:**

- No. 1/1994 "Vertrauen" - soziologisch betrachtet. Ein Beitrag zur Analyse binärer Interaktionssysteme.  
Peter Antfang, Dieter Urban
- No. 2/1994 Report on the German Machine Tool Industry.  
Frank C. Englmann, Christian Heyd, Daniel Köstler, Peter Paustian  
with the assistance of Susanne Baur and Peter Bergmann
- No. 3/1994 Neue württembergische Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht.  
Udo Kornblum
- No. 4/1994 Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht aus den neuen Bundesländern.  
Udo Kornblum
- No. 1/1995 Die Bedeutung Neuronaler Netze in der Ökonomie.  
Hermann Schnabl
- No. 2/1995 Regionale Strukturprobleme.  
Sammelband der Beiträge zum Symposium vom 13. und 14. Oktober 1994.  
Frank C. Englmann (Hrsg.)
- No. 3/1995 Latent Attitude Structures Directing the Perception of New Technologies. An Application of SEM-Methodology to the Construction of Attitude Measurement Models Related to Technologies of Prenatal Genetic Engineering and Testing.  
Dieter Urban
- No. 4/1995 Handbuch zur empirischen Erhebung von Einstellungen/Kognitionen zur Bio- und Gentechnologie (inklusive Diskette)  
(zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage)  
Uwe Pfenning, Dieter Urban, Volker Weiss
- No. 5/1995 Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a Regional Nonrandom Survey in Eastern Germany.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1996 Jugend und Politik im Transformationsprozeß. Eine Fallstudie zur Stabilität und Veränderung von politischen Einstellungen bei ostdeutschen Jugendlichen zwischen 1992 und 1995.  
Dieter Urban, Joachim Singelmann, Helmut Schröder
- No. 2/1996 Einstellungsmessung oder Einstellungsgenerierung? Die Bedeutung der informationellen Basis bei Befragten für die empirische Rekonstruktion von Einstellungen zu gentechnischen Anwendungen.  
Martin Slaby

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart**

**bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No. 1/1997      Gentechnik: "Fluch oder Segen" versus "Fluch und Segen".  
Bilanzierende und differenzierende Bewertungen der Gentechnik in der  
öffentlichen Meinung.  
Dieter Urban und Uwe Pfenning
- No.2/1997      Die soziale Vererbung von Ausländer"feindlichkeit". Eine empirische  
Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von  
sozialen Einstellungen.  
Dieter Urban und Joachim Singelmann
- No. 3/1997      Politische Sozialisation im Transformationsprozeß: Die Entwicklung  
demokratiebezogener Einstellungen von ostdeutschen Jugendlichen und  
deren Eltern zwischen 1992 und 1996.  
Barbara Schmidt, Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No.1/1998      Bewertende Einstellungen zur Gentechnik: ihre Form, ihre Inhalte und ihre  
Dynamik. Kurzbericht zu Ergebnissen des Forschungsprojektes  
"Einstellungen zur Gentechnik".  
Dieter Urban, Uwe Pfenning, Joachim Allhoff
- No.2/1998      Technikeinstellungen: gibt es die überhaupt? Ergebnisse einer  
Längsschnittanalyse von Bewertungen der Gentechnik.  
Dieter Urban
- No.3/1998      Zur Interaktion zwischen Befragten und Erhebungsinstrument. Eine  
Untersuchung zur Konstanz des Meinungsurteils von Befragten im  
Interviewverlauf.  
Martin Slaby
- No.1/1999      Role Models and Trust in Socio-Political Institutions: A Case Study in  
Eastern Germany, 1992-96  
Joachim Singelmann, Toby A. Ten Ayck, Dieter Urban
- No.1/2000      Die Zufriedenheit von Stuttgarter Studierenden mit ihrer Lebens- und  
Wohnsituation. Erste deskriptive Ergebnisse einer sozialwissenschaftlichen  
Studie zu allgemeinen und bereichsspezifischen Zufriedenheiten der  
Studierenden des Campus Vaihingen und des Campus Hohenheim  
Projektgruppe Campus: Slaby, M.; Grund, R.; Mayerl, J.; Noak, T.; Payk,  
B.; Sellke, P.; Urban, D.; Zudrell, I.
- No.2/2000      Längsschnittanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen in der  
politischen Sozialisationsforschung  
Dieter Urban