

## Full-Quasi-Likelihood-Schätzung: die Ausnutzung aller verfügbaren Informationen bei der Schätzung von linearen Strukturgleichungsmodellen

Kühnel, Steffen M.

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Kühnel, S. M. (1988). Full-Quasi-Likelihood-Schätzung: die Ausnutzung aller verfügbaren Informationen bei der Schätzung von linearen Strukturgleichungsmodellen. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 23, 24-46. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-204911>

### Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

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

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



### Full-Quasi-Likelihood-Schätzung:

Die Ausnutzung aller verfügbarer Informationen bei der Schätzung von linearen Strukturgleichungsmodellen

von Steffen Kühnel

Neben der möglichen Berücksichtigung latenter Variablen ist der Einsatz von Full-Information-Methoden bei der Parameterschätzung einer der wesentlichen Charakteristika der Analyse von Strukturgleichungsmodellen, wie sie in Programmen wie LISREL, EQS oder LISCOMP realisiert wird. Full-Information bedeutet dabei, daß sämtliche relevante Informationen simultan zur Bestimmung aller unbekanntenen Größen herangezogen werden. Erst dadurch wird die volle Leistungsfähigkeit (Effizienz) des Ansatzes erreicht.

Full-Information bedeutet auf der anderen Seite aber auch, daß alle relevanten Informationen verfügbar sein müssen, daß also in einer Stichprobe keine ungültigen oder fehlenden Daten vorkommen dürfen, eine Forderung, die in der Praxis der empirischen Sozialforschung fast immer unerfüllbar ist. Der übliche Ausweg ist der fallweise oder paarweise Ausschluß fehlender Werte. Beim paarweisen Ausschluß ist unklar, welche Fallzahl als Grundlage für die Berechnung von Standardfehlern und Likelihood-Ratio-Tests eingesetzt werden soll. Bei der Analyse von Strukturgleichungsmodellen auf der Basis von Full-Information-Methoden wird daher meistens der fallweise Ausschluß fehlender Werte vorgezogen. Paradoxerweise werden so gerade bei Full-Information-Techniken Informationen verschont. Treten ungültige oder fehlende Werte zudem nicht völlig zufällig auf, können sowohl bei paarweisen wie auch bei fallweisen Ausschluß fehlender Werte die geschätzten Parameterwerte auch bei sehr großen Stichproben in unbekannter Größe und Richtung verzerrt sein.

Als eine angemessenere Lösung des Problems unvollständiger Daten wird in der jüngeren Methodenliteratur (ALLISON, 1987; MUTHEN et al., 1987) eine besondere Form des simultanen Gruppenvergleichs vorgeschlagen. Im vorliegenden Beitrag möchte ich Idee und Realisierung dieser neuen Methode am Beispiel eines Einstellungsindikators zur Volkszählung 1988 vorstellen.

#### 1. Full-Quasi-Likelihood-Schätzung von Kovarianzstrukturmodellen

Das Auftreten unvollständiger Daten läßt sich als Ergebnis eines Selektions- oder Ausfallprozesses auffassen, der die Realisierungsmöglichkeiten der beobachtbaren Variab-

len beeinflusst. Auf Strukturgleichungsmodelle bezogen bedeutet dies, daß zusätzlich zu den beiden üblichen Modellebenen der latenten Variablen (Konstrukte) und der beobachtbaren Variablen (Indikatoren) eine dritte Modellebene zu berücksichtigen ist. Zur Unterscheidung zu den Indikatoren auf der zweiten Ebene bezeichne ich die Variablen auf dieser untersten Ebene als Realisierungsvariablen. Zwischen den Indikatoren und den Realisierungsvariablen besteht eigentlich eine Identitätsbeziehung, die jedoch durch den Selektionsprozeß unterbrochen werden kann. Auf diese Weise werden die ursprünglich auf der Beobachtungsebene angesiedelten Indikatoren zu quasi latenten Variablen, und erst die Realisierungsvariablen bilden die eigentliche Basis für die empirische Analyse.

Bei der Parameterschätzung nach der Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode (FIML) wird bekanntlich die Dichtefunktion einer Stichprobe bei gegebenen Daten als Funktion der Verteilungs- bzw. Modellparameter maximiert. Unter Berücksichtigung des Ausfallprozesses läßt sich rein formal die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion  $f(Y)$  der Realisierungsvariablen eines Strukturgleichungsmodells als Funktion des Parametervektors  $\theta$  des Strukturgleichungsmodell und des Parametervektors  $\beta$  des Ausfallprozesses auffassen:

$$(1) \quad f(Y) = g(\theta_1, \theta_2).$$

Betrachtet man nun jeweils Teilgruppen mit gleichen Werten der Parameter des Ausfallprozesses, können innerhalb dieser Gruppen nur noch die Parameter des Strukturgleichungsmodells variiert werden. Die Parameterschätzung läßt sich dann durch simultanes Maximieren in den jeweiligen Teilgruppen realisieren. Voraussetzung hierfür ist jedoch die Kenntnis der Zugehörigkeit eines Falles zu seiner speziellen Teilgruppe.

In der Praxis fehlt dieses Wissen. Es liegt jedoch nahe, die Einteilung der Fälle in Subgruppen ex post so vorzunehmen, daß jeweils alle Fälle mit dem gleichen Muster von vorhandenen und fehlenden Daten eine Gruppe bilden. Die Modellparameterschätzung kann dann über einen simultanen Gruppenvergleich erfolgen, bei dem die Parameter des Strukturgleichungsmodells über die Teilgruppen hinweg gleichgesetzt werden. Da so zwar alle verfügbaren Informationen genutzt werden, andererseits jedoch die Parameterschätzung unter Ignorierung des tatsächlichen Selektionsprozesses und der zugehörigen Parameter  $\beta$  erfolgt, bezeichnen MUTHEN et al. (1987) diese Schätzmethode als Full-Quasi-Likelihood-Methode (FQL).<sup>1</sup>

Man kann sich nun fragen, wann diese Schätztechnik zu korrekten Ergebnissen führt. Dies ist zum einen der Fall, wenn fehlende Daten völlig zufällig auftreten. Völlig zufälli-

ge Ausfälle (missingness completely at random) bedeutet im Prinzip, daß für jeden Fall die gleiche Wahrscheinlichkeit besteht, daß ein bestimmtes Muster von fehlenden Werten vorliegt (vgl. ALLISON, 1987; RUBIN, 1976). Auf die Dichte (1) bezogen bedeutet das, daß alle Fälle den gleichen Parameterwert  $\theta_2$  haben, die Zerlegung in Teilgruppen also eigentlich überflüssig ist. Bei solchen völlig zufälligen Ausfällen ergeben bereits Parameterschätzungen auf der Basis des üblichen paarweisen oder fallweisen Ausschlusses ungültiger Fälle konsistente Ergebnisse. Die FQL-Schätzung ist aber effizienter (ALLISON, 1987). Im Unterschied zum paarweisen Ausschluß können zudem (asymptotisch) korrekte Standardfehler und Chiquadratwerte berechnet werden.

Im Unterschied zur Schätzung bei fallweisen oder auch paarweisen Ausschluß fehlender Fälle führt die FQL-Methode auch unter der schwächeren Annahme, daß die Auftretenswahrscheinlichkeit von fehlenden Werten nur von den realisierten Fällen abhängt, zu korrekten Schätzungen (ALLISON, 1987; MUTHEN et. al, 1987).<sup>2</sup> Bei einer solchen Situation, sind für alle Werte der Parameter des Selektionsprozesses die bedingten Wahrscheinlichkeiten eines Musters von vorhandenen und fehlenden Werten bei gegebenen Daten unabhängig von den (unbekannten) fehlenden Werten. Die ex post Einteilung nach Gruppen mit gleichem Muster von fehlenden und realisierten Werten ist hier also gerechtfertigt.

Wenn dagegen die bedingte Wahrscheinlichkeit des Musters fehlender und realisierter Werte von den fehlenden Daten abhängt, sind die Modellschätzungen inkonsistent. Dann besteht die Gefahr, daß auch bei sehr großen Stichproben Grundgesamtheitswerte und Schätzungen voneinander abweichen. In dieser Situation ist nur bei der expliziten Modellierung des Ausfallprozesses mit konsistenten Schätzungen zu rechnen, da hier die Parametervektoren  $\theta_1$  und  $\theta_2$  nicht unabhängig voneinander geschätzt werden können. Eine explizite Modellierung des vermuteten Ausfallprozesses ist allerdings sehr aufwendig und zudem aufgrund weitgehend untestbarer Annahmen besonders anfällig für Spezifikationsfehler, die die Konsistenz der Parameterschätzung wieder in Frage stellen. MUTHEN et al. (1987) empfehlen daher auch hier die Anwendung der FQL-Methode, wobei sie zusätzlich auf Monte-Carlo-Experimente verweisen, nach denen die FQL-Methode im Vergleich mit dem paarweisen und fallweisen Ausschluß fehlender Werte in der Regel bessere Schätzungen ergibt.

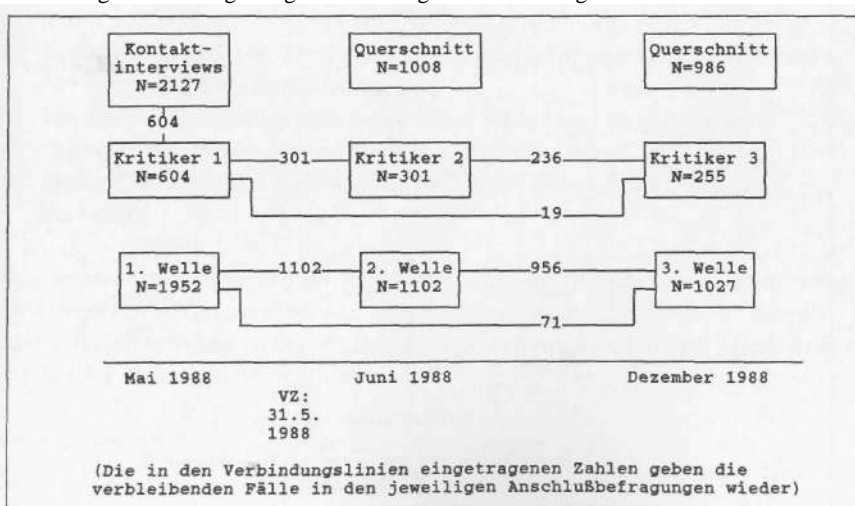
2. Ein Anwendungsbeispiel:  
Reliabilität und Stabilität der Einstellung zur Volkszählung 1987

Im folgenden Anwendungsbeispiel aus der Begleituntersuchung zur Volkszählung 1987 möchte ich die Reliabilität und Stabilität eines Items betrachten, daß die generelle

Haltung zur Volkszählung 1987 mißt. Auf einer siebenstufigen Antwortskala sollen die Befragten angeben, ob sie der Volkszählung im allgemeinen eher zustimmend (hohe Werte: 4-7) oder eher ablehnend (niedrige Werte: 1-3) gegenüberstehen. In der Begleituntersuchung wird dieses Item als ein zentraler Indikator für die Einstellung zur Volkszählung eingesetzt. Es stellt sich die Frage, ob die Itemqualität diesem Anspruch genügen kann.

Kern des Erhebungsdesigns der Begleituntersuchung bildet eine in der ersten Welle repräsentative, dreiwellige Panel-Befragung. Die Erstinterviews erfolgten kurz vor dem Beginn der Zählung, die Zweitinterviews kurz nach dem Stichtag 31. Mai. Die dritte Welle wurde ein knappes halbes Jahr später erhoben. Zur Erhöhung der Ausschöpfung sind in der dritten Welle auch Personen befragt worden, die in der zweiten Befragung nicht erreicht wurden. Um im Panel den Anteil von Personen mit einer eher kritischen Haltung zur Volkszählung zu erhöhen, wurde eine zusätzliche Stichprobe von Volkszählungskritikern gezogen. Dazu wurden in einer zweiten repräsentativen Stichprobe kurze Kontaktinterviews durchgeführt. Wurde in diesen Kontaktinterviews ein Befragter bei der Frage nach der Haltung zur Volkszählung als Kritiker eingestuft, wurde das Kontaktinterview zu einem regulären Erstinterview verlängert und der Befragte in die zusätzliche Kritikerstichprobe aufgenommen. Schließlich wurden parallel zu den Feldzeiten der Panel-Befragungen kürzere repräsentative Querschnitterhebungen durchgeführt. Abbildung 1 gibt die Fallzahlen in den einzelnen Stichproben dieses recht aufwendigen Untersuchungsdesigns wieder (4).

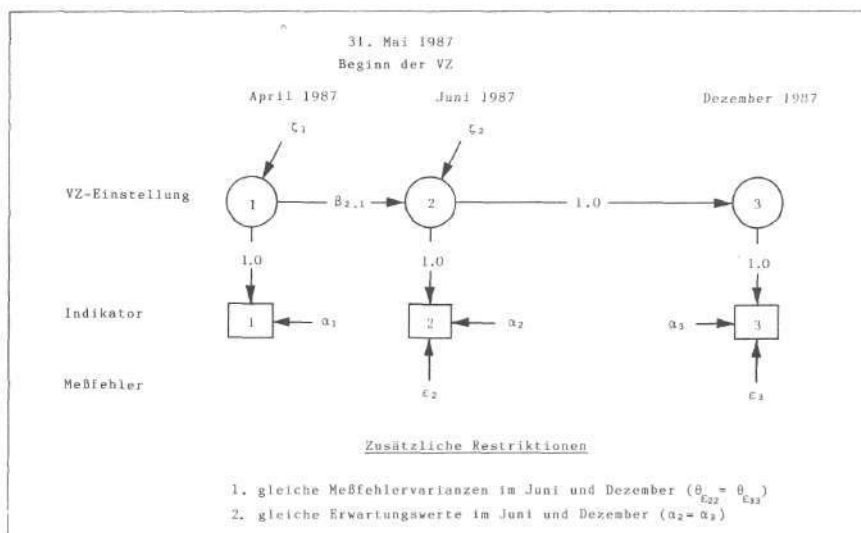
Abbildung 1: Erhebungsdesign der VZ-Begleituntersuchung



Ein dreiwelliges Panel erlaubt im Prinzip die Analyse der Reliabilität und Stabilität eines einzelnen Indikators (vgl. HEISE, 1969; WILEY und WILEY, 1970). Frühere Analysen der Items der ALLBUS-Retest-Studie haben gezeigt, daß es bei solchen Modellen günstiger ist, von einem möglichst strengen Modell auszugehen (vgl. JAGODZINSKI und KÜHNEL, 1987). Das strengste sinnvolle Modell dürfte im allgemeinen das Modell paralleler Messung sein. Dieses Modell geht zum einen davon aus, daß auf der Konstruktebene zwischen den Erhebungszeitpunkten keinerlei Veränderungen eintreten, die Befragten ihre Position also nicht ändern. Zum anderen unterstellt das Modell, daß die Reliabilität ebenfalls unverändert ist, bei konstanter Konstruktvarianz also auch die Meßfehlervarianzen über den Meßzeitraum gleich bleiben (vgl. LORD und NOVICK, 1968).

Nun ist damit zu rechnen, daß allein die Durchführung einer Volkszählung die Einstellung zu eben diesem Ereignis beeinflusst, weil etwa die konkreten Erfahrungen mit der Zählung nicht mit den im Vorwege gebildeten Erwartungen übereinstimmen. Tatsächlich haben erste Analysen auf der Basis der Beobachtungsdaten der ersten und zweiten Welle auch gezeigt, daß zwischen diesen Befragungszeitpunkten erhebliche Veränderungen aufgetreten sind (vgl. GRÄF und KÜHNEL, 1987). Dann kann aber entgegen den Annahmen des Modells paralleler Messung nicht mehr von perfekter Stabilität im Zeitverlauf ausgegangen werden. Abbildung 2 zeigt daher ein etwas weniger restriktives Modell, das eine Einstellungsänderung zwischen erster und zweiter Welle erlaubt.

Abbildung 2: Strukturmodell des Einstellungswandels bei der Volkszählung 1987





Die Aufweichung der Annahme perfekter Stabilität zwischen der ersten und den folgenden Wellen führt dazu, daß in dem Modell die Varianz der Einstellung zum ersten Meßzeitpunkt nicht unabhängig von der zugehörigen Meßfehlervarianz identifizierbar ist. Die Meßfehlervarianz der ersten Welle ist daher auf (den willkürlichen Wert) Null fixiert, Indikator und Konstrukt in dieser Welle also gleichgesetzt. Dies kann sich in einer Unterschätzung der Stabilität der Einstellung zwischen erster und zweiter Welle auswirken. Bei angenommener gleicher Reliabilität auch in der ersten Welle kann die Unterschätzung rechnerisch durch Dividieren durch die Wurzel aus der in zweiter und dritter Welle geschätzten Reliabilität korrigiert werden.

Bei einer konventionellen Datenanalyse würde man zur Schätzung des in Abbildung 2 wiedergegebenen Panel-Modells nur die Fälle berücksichtigen, für die in allen drei Meßzeitpunkten Informationen vorliegen. Bei der repräsentativen Stichprobe sind dies maximal 956 Befragte. Berücksichtigt man auch die Kritikerstichprobe, können weitere 236 Fälle einbezogen werden. Insgesamt gibt es nach den in Abbildung 1 aufgeführten Fallzahlen jedoch 6073 Personen, die in mindestens einem der drei Erhebungszeitpunkte nach ihrer Haltung zur Volkszählung befragt wurden. Mit der FQL-Methode sollte es möglich sein, auch die Personen in die Analyse einzubeziehen, bei denen keine vollständigen Informationen für alle drei Zeitpunkte vorliegen. Prinzipiell ausgeschlossen werden letztlich nur die Befragten, für die zu keinem der drei Meßzeitpunkte wenigstens eine Antwort vorliegt.

Bei den Paneldaten lassen sich jeweils vier Muster von vorhandenen und fehlenden Werten feststellen:

- a) Befragte ohne fehlende Werte (965 Personen aus der repräsentativen Stichprobe und 239 Personen aus der Kritikerstichprobe);
- b) Befragte mit fehlenden Werten in der dritten Welle (146 und 65 Personen);
- c) Befragte mit fehlenden Werten in der zweiten Welle (71 und 19 Personen);
- d) Befragte mit fehlenden Werten in der zweiten und dritten Welle (779 und 284 Personen);

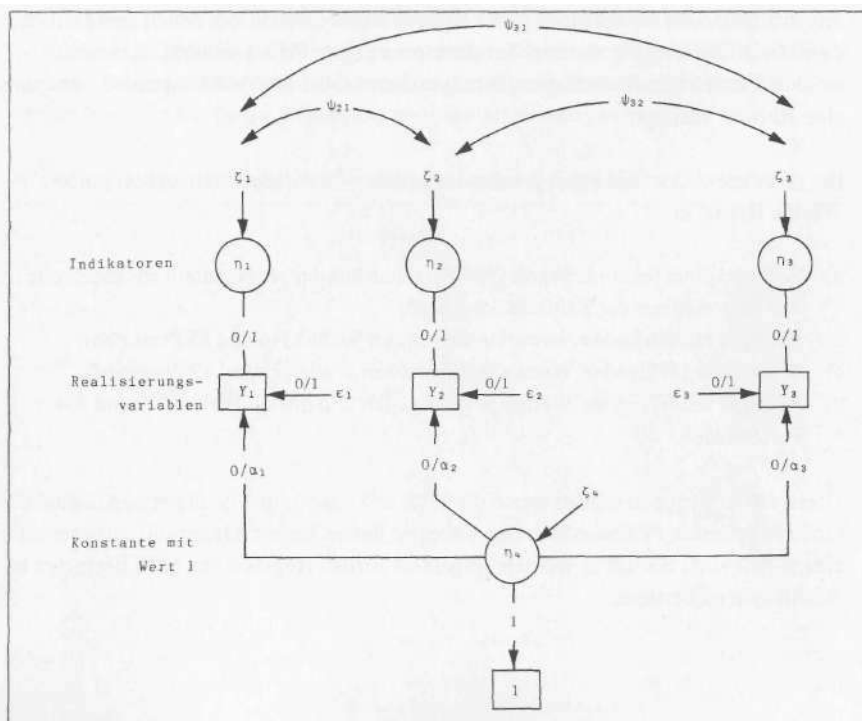
Drei weitere Gruppen werden durch die beiden Querschnitte und die reinen Kontaktinterviews definiert. Personen in diesen Gruppen hatten keine Gelegenheit, zu mehr als einem Zeitpunkt befragt zu werden. Insgesamt werden Angaben von 6046 Befragten in die Analyse einbezogen (5).

### 3. Die OML-Schätzung mit LISREL

Zur Schätzung der unbekannt Parameter des Strukturgleichungsmodells und der Testung der Annahme perfekter Stabilität zwischen zweiter und dritter Welle und gleicher Reliabilität in diesen Welle werden drei LISREL-Läufe durchgeführt. Im ersten Lauf werden die Parameter eines gerade identifizierten Strukturmodells geschätzt. Im zweiten Lauf wird das in Abbildung 2 gezeigte Modell ohne Gleichheitsrestriktion über die Mittelwerte und in Lauf drei zusätzlich mit dieser Gleichheitsrestriktion geschätzt. Die LISREL-Anweisungen für diese Analysen sind im Anhang dokumentiert (6).

Im Unterschied zur Vorgehensweise bei vollständigen Daten ist bei der Anwendung der FQL-Methode zusätzlich zu den theoretisch interessierenden Modellen ein Basismodell zu schätzen, daß auf der Indikatorebene gerade identifiziert ist. Dieses Modell dient als Bezugsgröße bei der Beurteilung der Modellanpassung. Abbildung 3 zeigt das Pfaddiagramm dieses Bezugsmodells.

Abbildung 3: Bezugsmodell der FQL-Schätzung (LISREL-Notation)







Die Berücksichtigung einer dritten Modellebene "unterhalb" der Indikatoren bedeutet im Kontext des LISREL-Programms, daß die Indikatoren als latente (Eta-) Variablen spezifiziert werden und die Realisierungsvariablen als beobachtete (Y-) Variablen (vgl. Abbildung 3). Jedem Indikator wird genau eine Realisierungsvariable zugeordnet. Liegen in einer Gruppe für einen Indikator tatsächlich Realisierungen vor, werden Realisierungsvariable und Indikator gleichgesetzt. Erreicht wird dies durch Fixieren der Ladung ( $\Lambda$ -Y) zwischen Realisierungsvariable und Indikator auf den Wert eins und Nullsetzen der Meßfehlervarianz der jeweiligen Realisierungsvariable. Liegen in einer Gruppe keine Realisierungen vor, wird dagegen die Ladung zwischen Indikator und Realisierungsvariable auf Null gesetzt. Der Indikator hat dann in dieser Teilgruppe keinen empirischen Halt.

Da das LISREL-Programm nur positiv definierte Ausgangsmatrizen analysieren kann, muß dafür gesorgt werden, daß auch bei fehlenden Werten eines Indikators die zugehörige Realisierungsvariable Varianz erhält. Dazu wird an der entsprechenden Stelle der Eingabedaten der Realisierungsvariablen ein willkürlicher positiver Wert für die Varianz bzw. Standardabweichung eingesetzt. Zusätzlich ist für den Mittelwert dieser Variable wie auch für sämtliche Kovarianzen bzw. Korrelationen mit den übrigen Realisierungsvariablen der Wert null einzugeben. Nach Freigabe der Meßfehlervarianz der Realisierungsvariable wird dann bei der Modellschätzung der willkürlich eingesetzte Varianzwert ohne weitere Beeinflussung der übrigen Modellparameter als Meßfehlervarianz geschätzt.

Diese Vorgehensweise läßt sich anhand der im Anhang wiedergegebenen LISREL-Anweisungen verfolgen. Man betrachte zunächst die Modellstruktur für das Bezugsmodell (Lauf 1). Wie der MO-Anweisung der ersten Gruppe zu entnehmen ist (Zeile 013), enthält das LISREL-Modell in jeder Gruppe vier Y-Variablen und vier Eta-Variablen. Die ersten drei Y-Variablen sind die Realisierungsvariablen, die entsprechenden Eta-Variablen die eigentlichen Indikatoren. Die vierte Y- und Eta-Variable ist die Konstante mit dem Wert eins, die bei Berücksichtigung von Mittelwerten und der dadurch notwendigen Analyse von (unzentrierten) Rohmomenten notwendig wird (vgl. SÖRBOM, 1982; KÜHNEL, 1988).<sup>7</sup>

Die erste Gruppe enthält die 952 Fälle der repräsentativen Stichprobe mit vollständigen Informationen. Für alle Indikatoren liegen Realisierungen vor. Indikatoren und Realisierungsvariablen sind gleichgesetzt: sämtliche Ladungen sind auf eins und alle Meßfehlervarianzen auf null gesetzt (Zeile 016 und TE = DI,FI Voreinstellung in Zeile 013). Die Eingabedaten werden als Korrelationen, Standardabweichungen und Mittelwerte eingelesen (Zeilen 005-012).



Die zweite Subgruppe enthält 145 Fälle der repräsentativen Stichprobe, für die keine Daten in der dritten Panelwelle vorliegen. Aufgrund der fehlenden empirischen Informationen ist die Ladung zwischen dritter Realisierungsvariable und drittem Indikator auf Null gesetzt (Fehlen des Parameters LY 3 3 in Zeile 040). Dafür ist die Meßfehlervarianz freigegeben (Zeile 039). Anders als bei der ersten Gruppe sind nur die Eingabedaten für die ersten beiden Realisierungsvariablen empirische Daten. Für die Standardabweichung der dritten Variable ist (in Zeile 033) der willkürliche Wert eins angegeben. Der Mittelwert (Zeile 035) und die Korrelationen mit den übrigen Variablen sind mit Null vorgegeben (Zeile 035 bzw. 031). Ein analoges Vorgehen findet sich bei den Indikatoren und Realisierungsvariablen mit fehlenden Daten in den folgenden Gruppen.

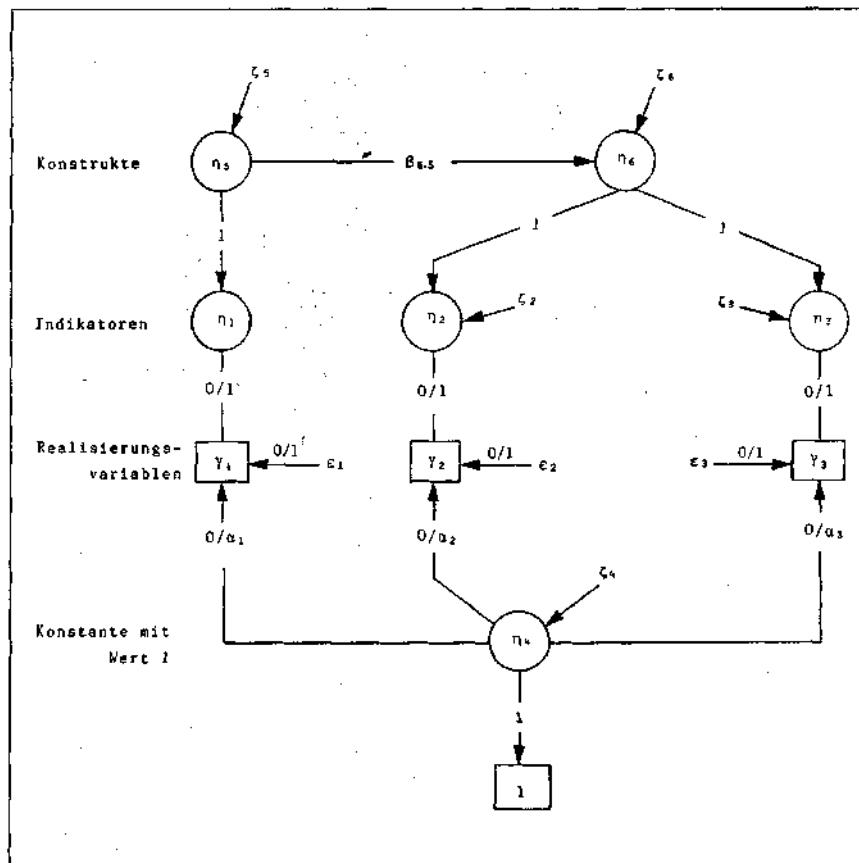
Die Modellstruktur der als Eta-Variablen spezifizierten Indikatoren ist in allen 11 Subgruppen identisch. Die freien Parameter werden über die Gruppen hinweg auf den gleichen zu schätzenden Wert restringiert. Erreicht wird dies durch die Spezifikationen  $PS = IN$  und  $BE = IN$  in den MO-Anweisungen (vgl. z.B. die Zeilen 036 u. 058). Das Strukturmodell enthält mit den Varianzen und Kovarianzen in der PSI-Matrix sechs solche Parameter. Im Ausgangsmodell (Abbildung 3) sind die Schätzungen dieser Parameter als mit der FQL-Methode ermittelte Varianzen und Kovarianzen des analysierten Items im Befragungszeitraum zu interpretieren.

Neben den Varianzen und Kovarianzen werden auch die Mittelwerte als freie Parameter geschätzt. Spezifiziert werden sie als freie Ladungen auf die vierte Eta-Variable (Zeile 017), die genaugenommen eine Konstante mit dem Wert eins ist. Da in den meisten Subgruppen nicht für alle Realisierungsvariablen empirische Daten vorliegen, sind die entsprechenden Ladungen in solchen Fällen nicht freigegeben. So fehlt z.B. die Freigabe von LY 3 4 in der zweiten Gruppe (vgl. Zeile 041 mit Zeile 017). Alle spezifizierten Ladungen müssen über die Subgruppen hinweg auf den gleichen zu schätzenden Wert restringiert werden, was durch entsprechende EQ-Anweisungen erreicht wird (für Gruppe 2 in den Zeilen 042 und 043).

In den beiden Gruppen ohne fehlende Werte ist das LISREL-Modell jeweils gerade durch die empirischen Momente identifiziert (8). In den übrigen Gruppen sind die Modelle empirisch unteridentifiziert. Durch die Gleichheitsrestriktionen über die Gruppen hinweg wird das gesamte Modell jedoch schätzbar und insgesamt sogar überidentifiziert. Die überidentifizierenden Restriktionen ermöglichen einen Test auf vollkommen zufällige Ausfälle (MUTHFEN et al., 1987). Wenn der für das Modell ausgegebene Chiquadratwert signifikant ist, kann die Hypothese völlig zufälliger Ausfälle als widerlegt gelten. Bei dem Test ist zu beachten, daß die vom LISREL-Programm berech-

neten Freiheitsgrade nicht korrekt sind. Die mit der Hand vorzunehmende Berechnung der Freiheitsgrade ergibt sich als Differenz aus der Anzahl der eingegebenen empirischen Momente, vermindert um die zu schätzenden Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen der Indikatoren. In dem Beispiel werden insgesamt 48 empirische Korrelationen, Standardabweichungen und Mittelwerte eingegeben. Bei 9 zu schätzenden Parametern hat das Modell also 39 Freiheitsgrade.

Abbildung 4: Testmodell der FQL-Schätzung (LISREL-Notation)



Im zweiten LISREL-Lauf wird über das im ersten Lauf geschätzte Ausgangsmodell die in Abbildung 2 wiedergegebene Modellstruktur gesetzt. Erreicht wird dies durch zwei

zusätzliche Eta-Variablen, die als Faktoren zweiter Ordnung auf die ersten drei Eta-Variablen wirken (vgl. Abbildung 4). Die Ladungen der Indikatoren müssen daher in der Beta-Matrix spezifiziert werden (Zeile 018 von Lauf 2). Die Meßfehler der Indikatoren werden entsprechend als Residuen in der Psi-Matrix angesprochen (in den Zeilen 19 und 20).

Der dritte Lauf unterscheidet sich vom zweiten allein durch die zusätzliche Gleichsetzung der Mittelwerte in der zweiten und dritten Welle, was durch eine EQ-Anweisung realisiert wird (Zeile 025a in Lauf 3). Die Spezifikation der zweiten bis elften Subgruppe ist in allen drei Läufen identisch.

Bei der eigentlichen Modellschätzung ist zu beachten, daß das LISREL-Programm in diesem Fall keine sinnvollen automatischen Startwerte berechnen kann. Die Startwerte müssen daher vorgegeben werden. Dabei sollten die Werte für die Mittelwertparameter in der Nähe der tatsächlichen Werte liegen.

#### 4. Ergebnisse

Die Modellanpassung des Bezugsmodells ist erwartungsgemäß schlecht. Der Chiquadratwert beträgt 2122.52, was bei 39 Freiheitsgraden zu einer klaren Ablehnung der Hypothese völlig zufälliger Ausfälle führt. Selbst bei den in der LISREL Ausgabe angegebenen inkorrekten 86 Freiheitsgraden wäre der Modelfit völlig unzureichend. Die großen Abweichungen zwischen modellimplizierten und empirischen Momenten sollten den Leser jedoch nicht schrecken. Das spezielle Erhebungsdesign verhindert ja von vornherein, daß sich die Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen zwischen den Gruppen nur zufällig unterscheiden, wie es bei einem völlig zufälligen Ausfall der Fall sein sollte. Während also bei der Berechnung der Modellanpassung in allen Gruppen gleiche Parameterwerte unterstellt werden, ist dies für die Gültigkeit der geschätzten Parameter nicht notwendig.

Interessant erscheint mir der Vergleich der im ersten Lauf geschätzten Korrelationen, Varianzen und Mittelwerte der drei Indikatoren mit den entsprechenden Stichprobenwerten der Befragten der repräsentativen Stichprobe, für die vollständige Informationen vorliegen. Tabelle 1 gibt die entsprechenden Werte wieder. Die mit der FQL-Methode geschätzten Werte sind bei Ausnutzung aller Informationen die "bestmöglichen" Schätzungen. Es wird daher angenommen, daß sie eher mit den "wahren" Grundgesamtheitswerten übereinstimmen als die Daten der einzelnen Subgruppen.

Bei der Teilgruppe mit vollständigen Daten sind die Mittelwerte zu allen drei Zeitpunkten höher als die der FQL-Schätzung. Das bedeutet, daß Personen mit einer eher kritischen Haltung zur Volkszählung in einer repräsentativen Mehrfachbefragung eher ausfallen als Personen mit einer positiveren Haltung. Dieser Effekt wird durch die Berücksichtigung von Personen mit nur einem Meßzeitpunkt und durch das zusätzliche Kritikerpanel ausgeglichen (9).

Tabelle 1: Mittelwerte, Varianzen und Korrelationen der Einstellung zur Volkszählung bei Ausschluß fehlender und bei Berücksichtigung aller Daten

	vollständige Daten (repräs. Stichprobe)	Full-Quasi-Likelihood Schätzung
<b>Mittelwerte</b>		
1. Messung	4.789	4.549
2. Messung	5.119	5.039
3. Messung	5.204	5.080
<b>Varianzen</b>		
1. Messung	3.557	3.639
2. Messung	3.167	3.400
3. Messung	3.147	3.351
<b>Korrelationen</b>		
1.-2. Messung	0.535	0.505
1.-3. Messung	0.519	0.508
2.-3. Messung	0.648	0.655

Die Varianzen werden bei der Nichtberücksichtigung von Personen mit unvollständigen Daten eher unterschätzt. Besonders deutlich wird dies in der zweiten und dritten Panelwelle. Dieses Ergebnis läßt sich durch die höhere Homogenität der Gruppe mit vollständigen Interviews erklären, die sich bei einer unterschiedlichen Ausfallwahrscheinlichkeit von Volkszählungskritikern und -befürwortern einstellt.

Bei den Korrelationen ergibt sich kein einheitliches Muster: die Korrelationen mit der ersten Welle werden bei Nichtberücksichtigung unvollständiger Daten überschätzt, die



Korrelation zwischen zweiter und dritter Welle dagegen unterschätzt. Interessanterweise weist die mit der FQL-Methode ermittelte Korrelationsmatrix schon per Augenschein auf eine gute Übereinstimmung mit der in Abbildung 2 postulierten Kovarianzstruktur hin.

Die im Vergleich zu einer konventionellen Analyse (fallweiser Ausschluß bei fehlenden Daten) erheblich vergrößerte Informationsbasis wirkt sich auch in der Präzision der Parameterschätzungen aus, die bei der FQL-Methode deutlich kleinere Standardfehler aufweisen (vgl. ALLISON, 1987). Nach meinen Erfahrungen gilt dies allerdings nur für die Parameter, die von den zusätzlichen Informationen wirklich profitieren. Bei dem hier analysierten Indikator der Einstellung zur Volkszählung sind das in erster Linie die Mittelwerte zu den drei Erhebungzeitpunkten. Als Basis für die Schätzung der Kovarianz zwischen zweiter und dritter Welle stehen dagegen nur die 1187 Fälle der ersten und fünften Subgruppe zur Verfügung, die in zweiter und dritter Panelwelle befragt wurden. Der Standardfehler dieser Kovarianz (= geschätzte Standardabweichung von PSI 6 5) ist daher bei der Analyse aller verfügbarer Daten nur unwesentlich kleiner als bei einer Schätzung auf der Basis der vollständigen Daten allein.

Kommen wir nun zu den Ergebnissen der beiden anderen LISREL-Läufe. Abbildung 5 ist zu entnehmen, daß sich die Modellanpassung trotz zusätzlicher Restriktionen im Vergleich zu Modell 1 fast gar nicht verschlechtert. Die zwei zusätzlichen Restriktionen im Lauf 2 führen zu einer Chiquadradifferenz von nur .21, was einem Wahrscheinlichkeitswert von .9 entspricht (10). Ohne Berücksichtigung der Mittelwertsrestriktionen paßt das in Abbildung 2 vorgestellte Modell also ganz hervorragend auf die Daten. Selbst die zusätzliche Annahme unveränderter Mittelwerte nach der zweiten Welle läßt sich gut halten. Der Likelihood-Ratio-Test ergibt hier einen nicht signifikanten Chiquadradwert von 1.14 bei einem Freiheitsgrad. Der Gesamtfit des letzten Modells, der sich aus der Differenz zum ersten gerade identifizierten Modell ergibt, ist bei einem Wahrscheinlichkeitswert von .717 weiterhin ausgezeichnet. Alle Restriktionen des Strukturgleichungsmodells lassen sich also halten.

Dieses Ergebnis ist inhaltlich bemerkenswert, vor allem, wenn man die dazugehörigen Modellparameter betrachtet. So steigt der Mittelwert des analysierten Indikators der Volkszählungseinstellung von 4.549 in der ersten Welle auf 5.059 in der zweiten und dritten Welle. Dies bedeutet bei der Polung der Antwortkategorien, daß die Durchführung der Volkszählung sich im Durchschnitt in einer positiveren Einstellung gegenüber diesem Ereignis auswirkt. Dieser Effekt erweist sich dabei auch noch als relativ stabil und verschwindet nicht bereits kurz nach der Zählung.



Abbildung 5: Ergebnisse der Modellvergleiche

**A. Modellfit:**

LISREL Lauf	Chi-Quadrat	df	(unkorr.)
Modell 1: keine Restriktionen	2122.52	39	(86)
Modell 2: perfekte Stabilität und gleiche Reliabilität	2122.73	41	(88)
Modell 3: zusätzlich gleiche Mittelwerte	2123.87	42	(89)

**B. Likelihood-Ratio-Tests:**

Modellvergleich	Chi-Quadrat	df	Prob.
Modell 2 - Modell 1	0.21	2	0.900
Modell 3 - Modell 2	1.14	1	0.286
Modell 3 - Modell 1	1.35	3	0.717

**C. Reliabilität und Stabilität der Einstellung zur Volkszählung**

(Ergebnisse von Modell 3):

<u>Reliabilität</u>	in Welle 1:	-
	in Welle 2:	0.654
	in Welle 3:	0.654
<u>Stabilität</u> (Korrelation)	zwischen Welle 1 und 2:	0.626*
	Welle 2 und 3:	1.000
<u>Mittelwert</u>	in Welle 1:	4.549
	in Welle 2:	5.059
	in Welle 3:	5.059

\* bei unterstellter gleicher Reliabilität in Welle 1 Anwachs auf 0.774



Zusätzlich zur Verschiebung der durchschnittlichen Haltung zur Volkszählung verändern sich auch die relativen Positionen von Personen. Wäre dies nicht der Fall, müßte trotz der Mittelwertverschiebung eine Korrelation von eins zwischen der Einstellung zur ersten und zur zweiten Welle auftreten. Tatsächlich beträgt die Korrelation nur .626 bzw. .774, wenn man eine über die Zeit unveränderte Reliabilität unterstellt.

Die Reliabilität des Indikators ist mit .654 recht hoch. In der Umfrageforschung muß man häufig mit geringerer Zuverlässigkeit auskommen. Zusammen mit dem Ergebnis, daß die Stabilität zwischen zweiter und dritter Welle perfekt ist, scheint mir der Schluß erlaubt zu sein, daß der hier untersuchten Indikator tatsächlich die Einstellung zur Volkszählung mißt und nicht nur ein Ausdruck einer flüchtigen Meinung ist.

#### 5. Diskussion

Etwas überspitzt kann behauptet werden, daß in der klassischen statistischen Methodologie der Analyse von Strukturgleichungsmodellen fehlende oder ungültige Daten nicht vorgesehen sind. Inzwischen gibt es jedoch intensive Überlegungen, um auch bei nicht völlig zufälligen Ausfällen zu empirisch begründeten inferenzstatistischen Schlüssen zu kommen. In dem vorliegenden Beitrag wurde exemplarisch gezeigt, wie man mit der Technik der Full-Quasi-Likelihood-Methode Strukturgleichungsmodelle auf der Basis unvollständiger Daten analysieren kann. Bemerkenswert erscheint mir dabei, daß die FQL-Methode nicht nur als Lösung bei Missing-Data-Problemen eingesetzt werden kann, sondern daß die Methode auch die Integration unterschiedlicher Datenquellen erlaubt. So wurden in meinem Anwendungsbeispiel Paneldaten mit Querschnittsdaten kombiniert. Damit wird es möglich, die Informationen eines komplexen Erhebungsdesigns in einer gemeinsamen Analyse auszuwerten.

Bei allen Vorzügen sollte man jedoch nicht die Probleme übersehen. Das geringste Problem scheint mir dabei noch der relativ hohe Aufwand bei der Modellschätzung zu sein. Selbst das an sich recht einfache Anwendungsbeispiel erfordert eine Vielzahl von LISREL-Programmanweisungen. Hier schleichen sich schnell Fehler ein, die übersehen werden können. Der notwendige Spezifikationsaufwand wirft die Frage auf, ob dieser Aufwand im Verhältnis zum erwarteten Nutzen steht. Vor allem bei Panelanalysen scheint mir der Nutzen regelmäßig zu überwiegen, da hier besonders hohe Anteile von Fällen mit unvollständigen Daten vorkommen und die Panelmortalität wohl auch nur selten völlig zufällig ist.





Zumindestens erwähnt werden muß weiterhin, daß die Methode auf der Multinormalverteilungsannahme der Indikatoren aufbaut. Gerade die neueren Entwicklungen der asymptotisch verteilungsfreien Schätzer in der Kovarianzstrukturanalyse rücken jedoch von der Multinormalverteilungsannahme ab. Die Übertragung der Vorgehensweise auf die neuen Schätzer ist zwar prinzipiell möglich (vgl. ALLISON, 1987). Mir ist jedoch kein Programm bekannt, daß völlig verteilungsfrei Momentstrukturen über Varianzen, Kovarianzen und Mittelwerte schätzen kann (11). Die Notwendigkeit der Berücksichtigung von Mittelwerten schließt auch die Anwendung der Methode bei ordinalen Indikatoren aus, bei denen Mittelwerte und Varianzen nicht identifiziert sind.

Schließlich ergibt die FQL-Methode nicht grundsätzlich konsistente und effiziente Schätzungen, da nicht alle möglichen Ursachen systematischer Ausfälle ausgeglichen werden können. Je stärker jedoch der die Ausfälle verursachende Prozeß in Beziehung zu den im Modell berücksichtigten Variablen steht, desto geringer werden die Verzerrungen sein (vgl. MUTHÉN et. al, 1987). Im Anwendungsbeispiel ist etwa damit zu rechnen, daß die Gründe für die Verweigerung der Teilnahme an Folgebefragungen mit der Einstellung zur Volkszählung korreliert sind.

Trotz dieser Einschränkungen halte ich die FQL-Methode für einen wichtigen Schritt in der Weiterentwicklung der Methodologie der Momentstrukturanalyse. Vor allem bei Paneluntersuchungen kann die Methode die Gültigkeit der aus den Daten gezogenen Schlüsse erhöhen. Aufgrund des Informationsgewinns und der zusätzlichen Kontrollmöglichkeiten durch den Vergleich mit den Ergebnissen bei fallweisem Ausschluß fehlender Werte ist hier m.E. zumindest die Schätzung eines gerade identifizierten Bezugsmodells unverzichtbar.

#### Anmerkungen:

- 1) ALLISON (1987) und andere bezeichnen diese Vorgehensweise einfach als Maximum-Likelihood-Methode bei unvollständigen Daten. Ich ziehe die präzisere Bezeichnung von MUTHÉN et al. (1987) vor.
- 2) Bei dieser von RUBIN (1976) etwas unglücklich als "missing at random" bezeichneten Situation ist zu beachten, daß selbst bei Kovarianzstrukturmodellen ohne modellspezifizierte Erwartungswerte der Indikatoren und Konstrukte die Erwartungswerte (Mittelwerte) der Realisierungsvariablen mitberücksichtigt werden müssen, da im



Unterschied zur FIML-Schätzung bei vollständigen Daten Varianzen und Kovarianzen der Indikatoren nur zusammen mit den jeweiligen Mittelwerten konsistent geschätzt werden können (vgl. ALLISON, 1987).

- 3) Die Untersuchung folgt einer Anregung des Wissenschaftlichen Beirats für Mikrozensus und Volkszählung des Statistischen Bundesamtes und wird mit Mitteln des Statistischen Bundesamtes unter der Projektleitung von Prof. Erwin K. SCHEUCH durchgeführt. Bearbeiter sind Lorenz GRÄF und der Autor dieses Beitrags.
- 4) Nicht aufgeführt sind die drei ersten Querschnittsbefragungen, die vor und während der ersten Panelwelle erhoben wurden und bei der folgenden Analyse nicht berücksichtigt werden.
- 5) 27 der nach Abbildung 1 theoretisch zur Verfügung stehenden 6073 Personen ließen sich nicht direkt den 11 Gruppen zuordnen.
- 6) Das vollständige Setup der drei Läufe kann auch über EARN bzw. BITNET zugeschickt werden. Anfragen bitte an KUEHNEL at DK0ZA1.
- 7) Ab Version 7 des LISREL-Programms können Mittelwertstrukturen auch direkt durch zusätzliche Parametermatrizen spezifiziert werden. Damit entfällt die Notwendigkeit der indirekten Spezifikation über Ladungen und Effekte einer konstanten Pseudovariablen. In der Programmbeschreibung von LISREL 7 geben JÖRESKOG und SÖRBOM (1988, S. 259-261) auch ein Beispiel für die Anwendung bei unvollständigen Daten mit der FQL-Methode.
- 8) Entsprechend dem Identifikationsstatus bei einer Schätzung ohne Gruppenvergleich mit vollständigen Daten wird das im ersten Lauf spezifizierte Bezugsmodell daher verkürzt auch als gerade identifiziertes Modell bezeichnet.
- 9) Um zu kontrollieren, ob die Hinzunahme des Kritikerpanels nicht zu einer Überkompensation der überproportionalen Kritikerfälle führt, wurde ein Kontrolllauf ohne Kritikersubgruppen und Kontaktinterviews durchgeführt. Die Abweichungen zu den Ergebnissen bei der Analyse aller verfügbaren Daten sind gering. Überraschenderweise sind die geschätzten Mittelwerte zum zweiten und dritten Zeitpunkt sogar etwas niedriger (= kritischere Einstellung zur Volkszählung) als bei der zusätzlichen Berücksichtigung des Kritikerpanels.



- 10) Obwohl das LISREL-Programm bei der FQL-Schätzung keine korrekten Freiheitsgrade angibt, ist die Differenz der Freiheitsgrade zweier ineinander geschachtelter Modelle davon unbeeinflusst. Die Berechnung der tatsächlichen Freiheitsgrade ist daher nur notwendig, wenn man die Hypothese völlig zufälliger Ausfälle wirklich testen will.
- 11) Auch in LISREL 7 gilt der implementierte verteilungsfreie WLS-Schätzer nur für reine Kovarianzstrukturen. Bei der Berücksichtigung von Mittelwerten wird auch beim WLS-Schätzverfahren davon ausgegangen, daß die Schätzer der Mittelwerte einerseits und der Varianzen und Kovarianzen andererseits unkorreliert sind.

Literatur:

ALLISON, P. D. (1987) "Estimation of linear models with incomplete data." pp. 71-103 in C. C. CLOGG (ed.), *Sociological Methodology*. Washington, DC: ASA.

GRAF, L. und S. M. KÜHNEL (1987) "Erste Ergebnisse einer Begleitstudie zur Volkszählung 1987." Beiheft zu ASI-News Nr. 11, S. 45-61.

HEISE, D. R. (1969) "Separating reliability and stability in test-retest-correlations." *ASR*, vol. 34, S. 93-101.

JAGODZINSKI, W. and S. M. KÜHNEL (1987) "Estimation of reliability and stability in single-indicator multiple-wave models." *SMR*, vol. 15, S. 219-258

JÖRESKOG, K. G. and D. SÖRBOM (1988) *LISREL 7. A Guide to the Program and Applications*. Chicago: SPSS inc.

KÜHNEL, S. M. (1988) "Testing MANOVA Designs with LISREL." *SMR*, vol. 16, S. 504-523

LORD, F. M. and M. R. NOVICK (1968) *Statistical Theories of Mental Test Scores*. Reading, MA.: Addison-Wesley.

MUTHÉN, B., D. KAPLAN and M. HOLLIS (1987) "On structural equation modeling with data that are not missing completely at random." *Psychometrika*, vol. 52, S. 431-462

RUBIN, D. B. (1976) "Inference and missing data." *Biometrika*, vol. 63, S. 581-592

SÖRBOM, D. (1982) "Structural equation models with structured means." pp. 183-195 in K. G. JÖRESKOG and H. WOLD (eds.) *Systems Under Indirect Observation*. Amsterdam: North-Holland.

WILEY, D. E. and M. G. WILEY (1970) "The estimation of measurement error in panel data." *ASR*, vol. 35, S. 112-117.

Anhang: LISREL-Programmanweisungen für das AnwendungsbeispielLISREL-Setup für den ersten Lauf:

Zeile:

```
001      MOMENTE DER VZ-HALTUNG (GRUPPE 1:VOLLST. DATEN, REP.)
002      DA NI=3 NO=952 NG=11 MA=AM
003      LA
004      'Messung1','Messung2','Messung3' /
005      KM
006      1.000
007      0.535 1.000
008      0.519 0.648 1.000
009      SDEV
010      1.886 1.780 1.774
011      ME
012      4.789 5.119 5.204
013      MO NY=4 NE=4 LY=FU,FI TE=DI,FI BE=ZE PS=SY,FR
014      LE
015      'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
016      VA 1. LY 1 1 LY 2 2 LY 3 3 LY 4 4
017      FR LY 1 4 LY 2 4 LY 3 4
018      FI PS 4 1 PS 4 2 PS 4 3
019      ST .5 ALL
020      ST 1. PS 1 1 PS 2 2 PS 3 3 PS 4 4
021      ST 4. LY 1 4
022      ST 5. LY 2 4 LY 3 4
023      OU SS SE NS
024      GRUPPE 2: FEHLENDE DATEN IN 3. WELLE , REP. STICHPROBE
025      DA NO=145
026      LA
027      'Messung1','Messung2','Messung3' /
028      KM
029      1.000
030      0.514 1.000
031      0.    0.    1.000
032      SDEV
033      2.080 1.842 1.000
034      ME
035      4.648 5.152 0.
036      MO BE=IN PS=IN
037      LE
038      'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
039      FR TE 3
040      VA 1. LY 1 1 LY 2 2          LY 4 4
041      FR LY 1 4 LY 2 4
042      EQ LY 1 1 4 LY 2 1 4
043      EQ LY 1 2 4 LY 2 2 4
044      ST .5 ALL
045      OU
046      GRUPPE 3: FEHLENDE DATEN IN 2. WELLE , REP. STICHPROBE
047      DA NO=69
048      LA
049      'Messung1','Messung2','Messung3' /
```



```
050      KM
051      1.000
052      0.000 1.000
053      0.706 0.000 1.000
054      SDEV
055      2.171 1.000 2.097
056      ME
057      4.145 0.000 4.551
058      MO BE=IN PS=IN
059      LE
060      'Indik.1','Tndik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
061      FR TE 2
062      VA 1. LY 1 1          LY 3 3 LY 4 4
063      FR LY 1 4          LY 3 4
064      EQ LY 1 1 4 LY 3 1 4
065      EQ LY 1 3 4 LY 3 3 4
066      ST .5 ALL
067      OU
068      GRUPPE 4: FEHLENDE DATEN IN 2. U. 3. WELLE , REP. STICHPROBE
069      DA NO=775
070      LA
071      'Messung1','Messung2','Messung3' /
072      KM
073      1.000
074      0.000 1.000
075      0.000 0.000 1.000
076      SDEV
077      1.952 1.000 1.000
078      ME
079      4.415 0.000 0.000
080      MO BE=IN PS=IN
081      LE
082      'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
083      FR TE 2 TE 3
084      VA 1. LY 1 1          LY 4 4
085      FR LY 1 4
086      EQ LY 1 1 4 LY 4 1 4
087      ST .5 ALL
088      OU
089      GRUPPE 5: VOLLSTAENDIGE DATEN, KRIT. STICHPROBE
090      DA NO=235
091      LA
092      'Messung1','Messung2','Messung3' /
093      KM
094      1.000
095      0.247 1.000
096      0.326 0.597 1.000
097      SDEV
098      0.784 1.823 1.809
099      ME
100     2.328 4.149 4.217
101     MO BE=IN PS=IN
102     LE
103     'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
104     VA 1. LY 1 1 LY 2 2 LY 3 3 LY 4 4
105     FR LY 1 4 LY 2 4 LY 3 4
106     EQ LY 1 1 4 LY 5 1 4
107     EQ LY 1 2 4 LY 5 2 4
```



```
108 EQ LY 1 3 4 LY 5 3 4
109 ST .5 ALL
110 OU
111 GRUPPE 6: FEHLENDE DATEN IN 3. WELLE , KRIT. STICHPROBE
112 DA NO=65
113 LA
114 'Messung1','Messung2','Messung3' /
115 KM
116 1.000
117 0.299 1.000
118 0. 0. 1.000
119 SDEV
120 0.851 2.065 1.000
121 ME
122 2.200 3.954 0.
123 MO BE=IN PS=IN
124 LE
125 'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
126 FR TE 3
127 VA 1. LY 1 1 LY 2 2 LY 4 4
128 FR LY 1 4 LY 2 4
129 EQ LY 1 1 4 LY 6 1 4
130 EQ LY 1 2 4 LY 6 2 4
131 ST .5 ALL
132 OU
133 GRUPPE 7: FEHLENDE DATEN IN 2. WELLE , REP. STICHPROBE
134 DA NO=19
135 LA
136 'Messung1','Messung2','Messung3' /
137 KM
138 1.000
139 0.000 1.000
140 0.248 0.000 1.000
141 SDEV
142 0.937 1.000 1.790
143 ME
144 2.105 0.000 4.263
145 MO BE=IN PS=IN
146 LE
147 'Indik.1','Indik.2*','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
148 FR TE 2
149 VA 1. LY 1 1 LY 3 3 LY 4 4
150 FR LY 1 4 LY 3 4
151 EQ LY 1 1 4 LY 7 1 4
152 EQ LY 1 3 4 LY 7 3 4
153 ST .5 ALL
154 OU
155 GRUPPE 8: FEHLENDE DATEN IN 2. U. 3. WELLE , KRIT. STICHPROBE
156 DA NO=283
157 LA
158 'Messung1','Messung2','Messung3' /
159 KM
160 1.000
161 0.000 1.000
162 0.000 0.000 1.000
163 SDEV
164 0.846 1.000 1.000
```



```
165 ME
166 2.159 0.000 0.000
167 MO BE=IN PS=IN
168 LE
169 'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
170 FR TE 2 TE 3
171 VA 1. LY 1 1 LY 4 4
171 FR LY 1 4
172 EQ LY 1 1 4 LY 8 1 4
173 ST .5 ALL
174 OU
175 GRUPPE 9: FEHLENDE DATEN IN 2. U. 3. WELLE , KONTAKTINTERVIEWS
176 DA NO=1515
177 LA
178 'Messung1','Messung2','Messung3' /
179 KM
180 1.000
181 0.000 1.000
182 0.000 0.000 1.000
183 SDEV
184 1.314 1.000 1.000
185 ME
186 5.411 0.000 0.000
187 MO BE=IN PS=IN
188 LE
189 'Indik.1','Indik.2*','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
190 FR TE 2 TE 3
191 VA 1. LY 1 1 LY 4 4
192 FR LY 1 4
192 EQ LY 1 1 4 LY 9 1 4
193 ST .5 ALL
194 OU
195 GRUPPE 10: FEHLENDE DATEN IN 1. U. 3. WELLE , REPR. QUERSCHNITT
196 DA NO=1002
197 LA
198 'Messung1','Messung2','Messung3' /
199 KM
200 1.000
201 0.000 1.000
202 0.000 0.000 1.000
203 SDEV
204 1.000 1.858 1.000
205 ME
206 0.000 5.062 0.000
207 MO BE=IN PS=IN
208 LE
209 'Indik.1','Indik.2','Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
210 FR TE 1 TE 3
211 VA 1. LY 2 2 LY 4 4
212 FR LY 2 4
213 EQ LY 1 2 4 LY 10 2 4
214 ST .5 ALL
215 OU
216 GRUPPE 11: FEHLENDE DATEN IN 1. U. 2. WELLE , REPR. QUERSCHNITT
217 DA NO=986
217 LA
218 'Messung1','Messung2','Messung3' /
```



```
219 KM
220 1.000
221 0.000 1.000
222 0.000 0.000 1.000
223 SDEV
224 1.000 1.000 1.841
225 ME
226 0.000 0.000 5.001
227 MO BE=IN PS=IN
228 LE
229 'Indik.1','Indik.2','*Indik.3','KONSTANTE','VZ-Att.1','VZ-Att.2'
230 FR TE 1 TE 2
231 VA 1. LY 3 3 LY 4 4
232 FR LY 3 4
233 EQ LY 1 3 4 LY 11 3 4
234 ST .5 ALL
235 OU
```

Lisrel-Setup für den zweiten Lauf:

Zeile:

```
001 LAUF 2: NOMINELL PARALLELE MESSUNG IN T2/T3 (Gr.1: ohne Miss., Rep.
002 DA NI=3 NO=952 NG=11 MA=AM
003 LA
004 'VZEINST1','VZEINST2','VZEINST3' /
005 KM
006 1.000
007 0.535 1.000
008 0.519 0.648 1.000
009 SDEV
010 1.886 1.780 1.774
011 ME
012 4.789 5.119 5.204
013 MO NY=4 NE=6 LY=FU,FI TE=DI,FI BE=FU,FI PS=DI,FR
014 LE
015 'WELLE1','WELLE2','WELLE3','KONSTANTE','VZATT1','VZATT2-3'
016 VA 1. LY 1 1 LY 2 2 LY 3 3 LY 4 4
017 FR LY 1 4 LY 2 4 LY 3 4
018 VA 1. BE 1 5 BE 2 6 BE 3 6
019 FI PS 1
020 EQ PS 2 PS 3
021 FR BE 6 5
022 ST .5 ALL
023 ST 1. PS 2 PS 3 PS 4 PS 5 PS 6
024 ST 4. LY 1 4
025 ST 5. LY 2 4 LY 3 4
026 OU SS SE NS
027 GRUPPE 2: FEHLENDE DATEN IN 3. WELLE , REP. STICHPROBE
028 -
238 (identisch mit Zeile 25-235 des Setups für den ersten Lauf)
```

LISREL-Setup für Lauf 3:

Identisch mit Lauf 2 bis auf Ergänzung nach Zeile 25:

Zeile:

```
025a EQ LY 2 4 LY 3 4
```