



seit 1558

Friedrich-Schiller-Universität Jena

---

## **Methodeneffekte als individuelle kausale Effekte**

am Beispiel „Befindlichkeitsmessung und Latent-State-Trait-Modelle“  
(Steyer, R., Schwenkmezger, P., Eid, M. und Notz, P., Trier, 1991)

FSU Jena

Anwendungsseminar:

Kausale

Modellbildung

Wintersemester 2006/2007

Seminarleiter: Prof. Dr. R. Steyer

vorgelegt von: Marcel Franz, Karl Georg Pflieger, Uta Tittelbach

# Inhaltsverzeichnis

1. Theoretische Grundlagen.....	
2. Datensatz.....	
3. Modellierung mit LISREL .....	
3.1 Modell ohne Methodenfaktor.....	
3.2 Modell mit Methodenfaktor.....	
3.3 Modelle mit MF und Prädiktor .....	
4. Diskussion.....	
5. Literatur.....	
6. Anhang: LISREL-Output des Modells 3.3	

## 1. theoretische Grundlagen

Um die im folgenden beschriebene Materie begreifen zu können, ist es von entscheidender Bedeutung zu verstehen was der Ausdruck Methodeneffekt meint und warum man ihn auch als individuellen kausalen Effekt bezeichnen kann. Nach Pohl und Steyer (2006) entsteht der Methodeneffekt bei einer Person X dann, wenn anstatt der Methode A, Methode B zur Messung eines Traits genutzt wird. Als Beispiel wird etwa die Messung eines Traits mit Selbst- und Fremdbeurteilung angeführt. Der individuelle Methodeneffekt ist definiert als die Differenz der Truescores einer Person X, bei der mit zwei Methoden derselbe Trait gemessen wird:

$$ME_{jl} = \tau_{jl} - \tau_{jk}$$

Nach Pohl und Steyer (2006) stellt k die Referenzmethode dar, die ausgewählt werden muss und mit der die andere, oder mehrere andere Methoden verglichen werden. Die Methoden werden als Treatments betrachtet. Der Methodenfaktor tritt nicht mehr nur als Teil des Residuums auf, sondern als individueller Treatmenteffekt. Jede Person hat ihren individuellen Methodeneffekt. Der Effekt ist ein individueller, weil jede Person X interindividuell verschieden auf die Messung mit einer bestimmten Methode reagiert. Es gilt:

$$ME_{jl}(u) = \tau_{jl}(u) - \tau_{jk}(u) \quad (\text{Pohl, S., Steyer, R. (2006)})$$

Zur Veranschaulichung des Methodeneffektes:

$$Y_{11} = \tau_{11} + \varepsilon_{11}$$

$$Y_{12} = \tau_{12} + \varepsilon_{12}$$

$$Y_{12} = \tau_{11} + (\tau_{12} - \tau_{11}) + \varepsilon_{12}$$

$$Y_{12} = \tau_{11} + ME_{12} + \varepsilon_{12}$$

Die gewählte Referenzmethode wäre hier die Methode 1. Da nach Pohl und Steyer (2006) der durchschnittliche Treatmenteffekt als das Mittel der Treatmenteffekt

definiert ist, ist der mittlere Methodeneffekt das Mittel der Methodeneffekte. Außerdem wird angenommen, dass der Methodeneffekt über alle Traits gleich ist:

$$E(Y_{22}) - E(Y_{21}) = E(Y_{12}) - E(Y_{11}) = E(M_2)$$

$$M_{12} = M_{22} \equiv M_2$$

$M_{12}$  ist der traitspezifische Methodeneffekt für Trait 1 verglichen Methode 2 mit Referenzmethode 1.  $M$  ist mit dem Fehler unkorreliert und darf mit allen anderen Traits ohne Einschränkungen korrelieren. Das Modell ist invariant gegenüber der Wahl der Referenzmethode. Sowohl die implizierte Varianz-, Kovarianzmatrix als auch die Mittelwertstruktur bleibt die gleiche und verändert sich nicht.

Wie sich auch später noch zeigen wird stellt diese Art der Betrachtung und Modellierung des Methodenfaktors einen großen Schritt dar. Vergleicht man Modelle ohne Methodenfaktor mit Modellen mit Methodenfaktor, wie dies später zu sehen sein wird, verbessert sich der Modellfit bei Einführung eines Methodenfaktors oft enorm.

## 2. Datensatz

An dieser Stelle soll eine kurze Beschreibung des für das Thema zur Verwendung gekommenen Datensatzes folgen. Die Daten wurden im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) unterstützten Projektes „Befindlichkeitsmessung und Latent-State-Trait Modelle“ (Steyer, R., Schwenkmezger, P., Eid, M. & Notz, P) im Zeitraum vom April bis September 1991 im Raum Trier erhoben. Von den 548 Probanden der Ausgangsstichprobe nahmen 511 Teilnehmer an allen vier Messzeitpunkten teil, wobei es sich um 291 Frauen und 220 Männer. Das Alter der Versuchspersonen variierte zwischen 17 und 77 Jahren mit einer besonders großen Häufigkeit um das 22 Lebensjahr, was auf die besonders stark vertretene Studentenschaft zurückzuführen ist. Ziel der Studie war es, die testtheoretischen Grundlagen der Latent-State-Trait Modelle im Bereich der Befindlichkeitsmessung zu erproben. Hierzu fand der in einer Voruntersuchung

entwickelte Mehrdimensionale Befindlichkeitsfragebogen von Steyer, Schwenkmezger, Eid und Notz Anwendung. Dieser besteht aus insgesamt 3 Dimensionen „Gute- Schlechte- Stimmung“, „Wachheit- Müdigkeit“ und „Ruhe- Unruhe“, die über Adjektivlisten erfragt werden. Wobei zu jeder Skala jeweils eine Kurzform A und eine Kurzform B vorliegt.

Neben dieser Stimmungsadjektivliste wurden auch personale und situative Variablen erhoben. Das Interesse hierfür lag in der Analyse von situativen und personalen Einflüssen auf die aktuelle emotionale Befindlichkeit. Um den Zusammenhang von psychischen Beschwerden auf die Befindlichkeit untersuchen zu können, wurde die Kurzform der Freiburger Beschwerdenliste (FBL-K) von Fahrenberg (1975) verwendet. Des Weiteren wurden alltägliche Ereignisse über einen Auszug aus dem Fragebogen "daily hassles" und "daily uplifts" (Lazarus & Cohen, 1978) erhoben, sowie meteorologische Variablen (Luftdruck, Sonnenstunden) von der Trierer Wetterstation bezogen.

Um den Zusammenhang von Persönlichkeitsvariablen genauer zu beleuchten, wurde das Freiburger Persönlichkeitsinventar in seiner revidierten Fassung (FPI-R; Fahrenberg, Hampel & Selg, 1984) erhoben. Daneben kam die Stimmungs-Skala von Bohner, Schwarz und Hormuth (1989) sowie der Fragebogen zur Erfassung dispositionaler Selbstaufmerksamkeit (SAM-Fragebogen) von Philipp und Freudenberg (1989) zur Anwendung.

### **3. Modellierung mit LISREL**

Zur Analyse der Daten und Modellierung der Methodeneffekte wurde die Studentenversion von LISREL 8.72 (Jöreskog & Sörbom) verwendet.

Für unsere Analyse haben wir die Subskala „gute vs. schlechte Stimmung“ des MDBF ausgewählt. Diese besteht aus insgesamt 8 Items, davon sind 4 negativ formuliert, die anderen 4 positiv. Beispiele dieser Skala lauten: ‚Ich fühle mich:‘ „gut, wohl, zufrieden, glücklich“ vs. „schlecht, unwohl, unzufrieden, unglücklich“.

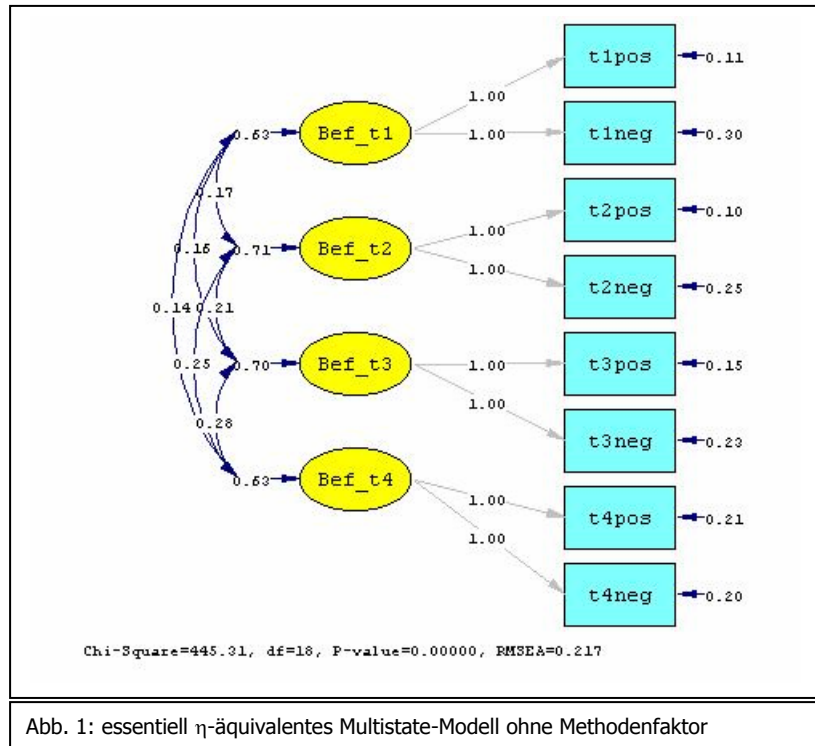


Abb. 1: essentiell  $\eta$ -äquivalentes Multistate-Modell ohne Methodenfaktor

Daraus bildeten wir zu jedem der 4 Zeitpunkte Testhälften mit jeweils nur positiv bzw. nur negativ formulierten Items. Die negativ formulierten Items wurden dabei umkodiert, so dass in beiden Testhälften hohe Werte eher Wohlbefinden ausdrücken.

### 3.1 Modell ohne Methodenfaktor

Mit den Daten der Subskala „gute vs. schlechte Stimmung“ modellierten wir dann ein essentiell  $\eta$ -äquivalentes Multistate-Modell der Befindlichkeit zu den 4 Messzeitpunkten. Das Pfadmodell mit der unstandardisierten Lösung ist in Abb. 1 zu sehen. Die Anpassungsgüte des Modells ist mit RMSEA=0,217 als sehr schlecht zu bewerten. Das Modell ist damit zu verwerfen. Die schlechte Passung weist auf die Notwendigkeit hin, einen Methodenfaktor zu modellieren.

### 3.2 Modell mit Methodenfaktor

Als nächstes modellierten wir dasselbe Modell mit Methodenfaktor (Abb. 2). Referenzmethode für diesen sind die positiv formulierten Items. Die Anpassungsgüte des Modells verbessert sich sprunghaft auf einen sehr guten RMSEA=0,038.

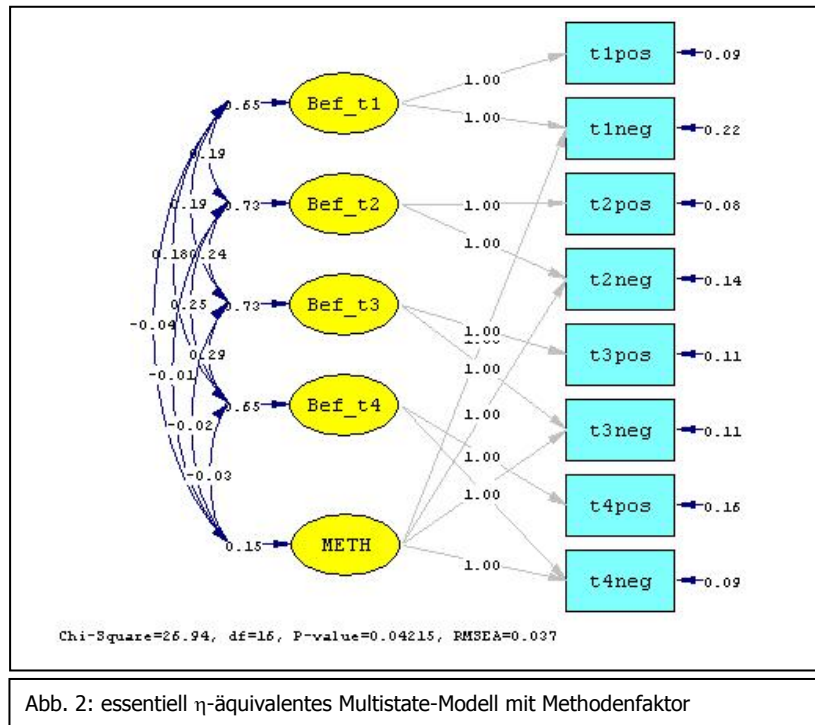


Abb. 2: essentiell  $\eta$ -äquivalentes Multistate-Modell mit Methodenfaktor

Wie an der Mittelwertsstruktur (Abb. 3) zu erkennen ist, ist die durchschnittliche Differenz zwischen den True-Scores der beiden Testhälften, d.h. der durchschnittliche Methodeneffekt  $MW(METH)=0,75$ . Dies bedeutet, die Pbn scoren durchschnittlich 0,75 Punkte höher auf den negativ formulierten Items.

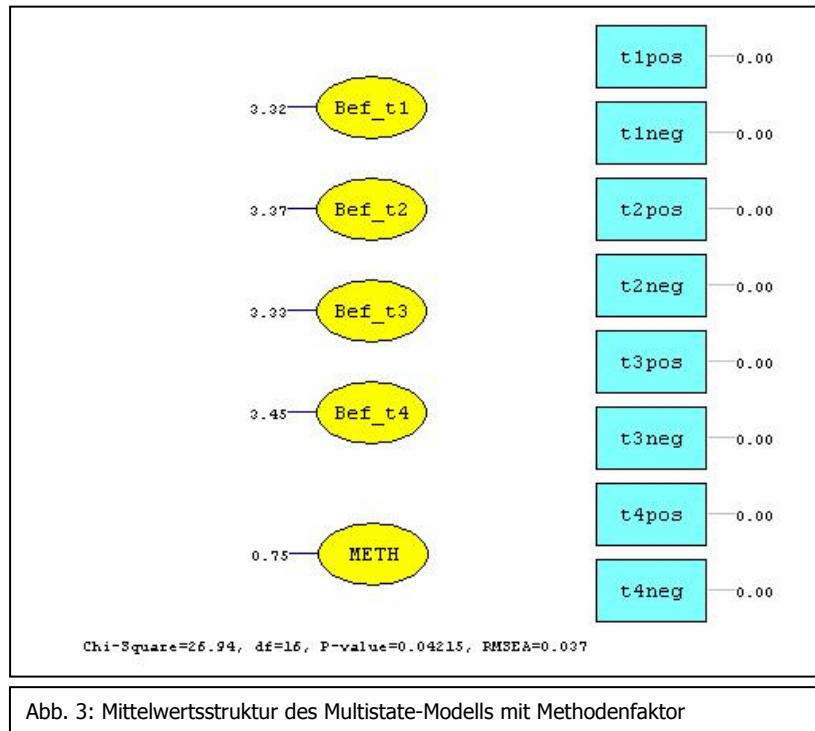


Abb. 3: Mittelwertsstruktur des Multistate-Modells mit Methodenfaktor

### 3.3 Modell mit Methodenfaktor und Prädiktor

Dieser Methodeneffekt ist allerdings nicht für alle Personen gleich, sondern es gibt interindividuelle Differenzen in der Ausprägung des Methodeneffekts. Diese interindividuellen Unterschiede in Reaktion auf das „treatment“ „positiv vs. negativ formulierte Items“ versuchten wir durch den Faktor „Emotionalität“ aus dem Freiburger Persönlichkeits-Inventar (FPI) vorherzusagen (Abb. 4).

Personen mit hoher Ausprägung auf diesem Faktor gelten als emotional labil, empfindlich, ängstlich und bedrückt und lassen viele Probleme und Konflikte erkennen. Personen mit niedrigeren Werten auf diesem Faktor beschreiben sich selbst als zufrieden, emotional stabil, gelassen und selbstvertrauend.

Auch hier lagen jeweils die Messungen zu allen 4 Zeitpunkten vor – aus diesen Daten sollte der trait „Emotionalität“ modelliert werden. Hierzu ist anzumerken, dass unser primär angedachtes Messmodell (tau-kongenerisches single-trait-Modell mit den FPI-Werten zu t1-t4 als Indikatoren) zu einem schlechteren Fit des Gesamtmodells führte (RMSEA=0,064). Offensichtlich gab es wichtige situative Einflüsse, die die stabile Messung des Persönlichkeitsfaktors über die 4 Messzeitpunkte hinweg beeinträchtigten.



Aufgrund dessen haben wir zur Modellierung des Faktors „Emotionalität“ wiederum Testhälften gebildet und deren Werte über die 4 Zeitpunkte gemittelt, so dass sich am Ende zwei Testhälften emofpi1 und emofpi2 ergaben.

Die Anpassungsgüte dieses Modells ist mit dem RMSEA=0,05 gut.

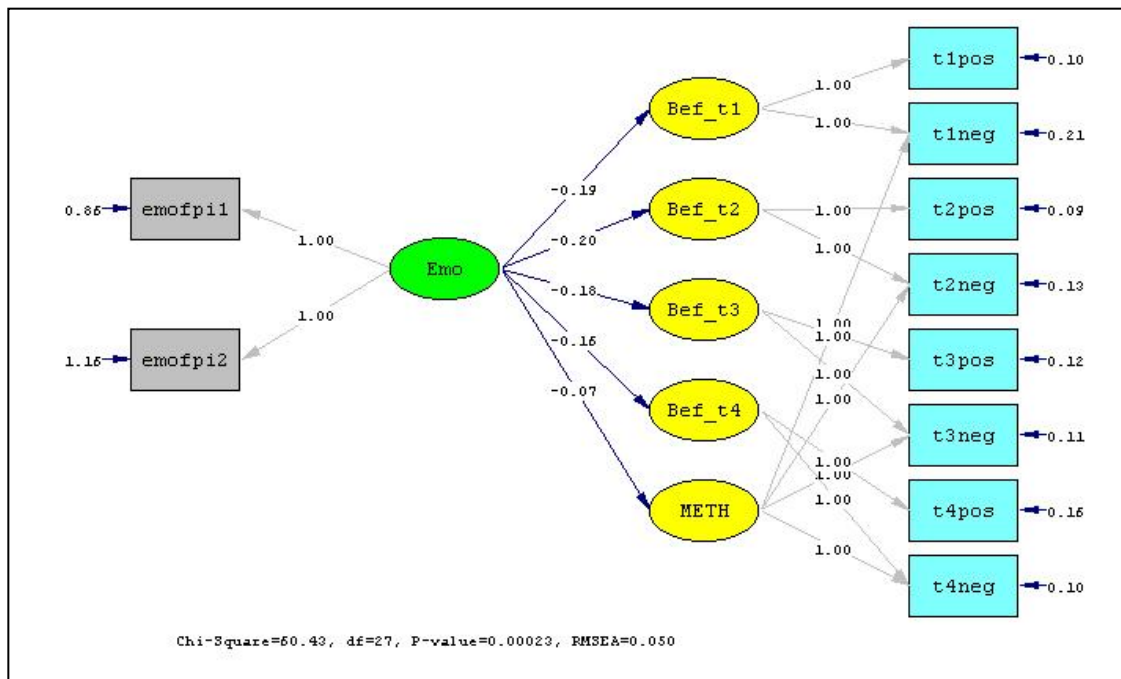


Abb. 4: Modell mit Methodenfaktor und Prädiktor (unstandardisierte Lösung)

Mithilfe der standardisierten Lösung (Abb. 5), bei der die Steigungskoeffizienten der Regressionen von der Skalierung der Variablen unabhängig sind, lassen sich die Pfadkoeffizienten als Regressionsgewichte betrachten und erlauben eine konkretere inhaltliche Interpretation. Hier zeigt sich, dass sowohl das Befinden zu den einzelnen Zeitpunkten als auch die Ausprägung des Methodeneffekts sich mäßig gut durch den FPI-Faktor „Emotionalität“ vorhersagen lassen ( $\beta$ 's zwischen  $-.30$  und  $-.38$ ). Inhaltlich bedeuten die Befunde, dass Personen, die sich emotional labiler fühlen, zu den Messzeitpunkten eher negativere Stimmung berichten. Die Diskrepanz zwischen den Reaktionen auf die verschiedenen formulierten Items, also der Methodeneffekt, wird umso kleiner, je labiler bzw. neurotisch die Personen sind. Dies könnte man als Antworttendenz der Neurotiker interpretieren, stärker auf emotional negativ getönt formulierte Items zu reagieren als stabile Menschen dies tun.

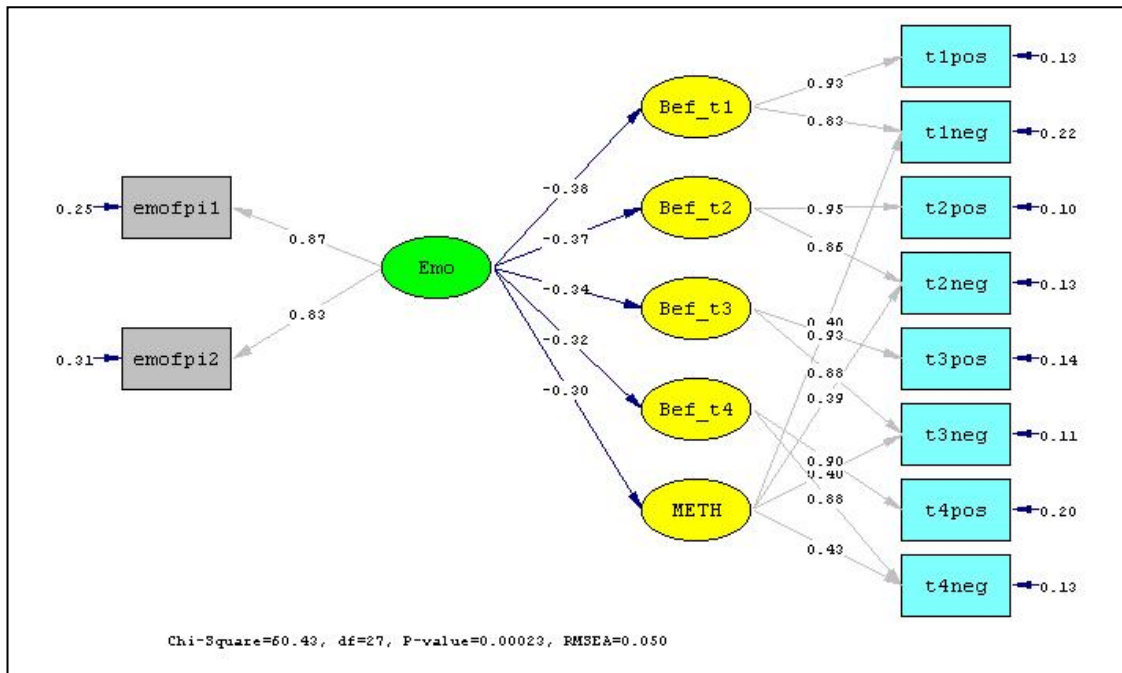


Abb. 5: Modell mit Methodenfaktor und Prädiktor (standardisierte Lösung)

## 4. Diskussion

Der zentrale Punkt der Modellierung von Methodenfaktoren in den vorangegangenen spezifizierten Strukturgleichungsmodellen ist die Betrachtung der Methodeneinflüsse als individuelle kausale Effekte im Sinne von Steyer und Pohl (2006). Gemäß ihrer Auffassung werden die Items als unterschiedliche Treatments betrachtet, auf die ein Individuum differentiell reagieren kann. Die Differenz der beiden True-Scores zweier Methoden/Items wird folglich als individueller kausaler Effekt bzw. Methodenfaktor verstanden. Wie wir in unseren Modellen zeigen konnten, führte die zusätzliche Einführung eines Methodenfaktors zu einem wesentlich besseren Gesamtmodellfit, was an dem deutlich besseren RMSEA, der als ein deskriptives Maß für die Modellgüte zu verstehen ist, offensichtlich wird (vgl. RMSEA aus Abb. 1+2). Betrachtet man sich das Modell aus Abbildung 1 näher, so fällt auf, dass die Messfehler der zweiten negativ formulierten Testhälfte über die Messzeitpunkte hinweg systematisch größer ausfallen als die Messfehler der ersten positiv formulierten Testhälfte. Dies bedeutet, dass das Modell die empirischen Kovarianzen zwischen den manifesten Variablen unterschätzt. Anders gesagt, es

korrelieren die negativen Items zwischen den Zeitpunkten höher, als es die von dem Modell implizierte Struktur zulassen würde. Daher erschien es sinnvoll einen Methodenfaktor zu modellieren, der eben diese zusätzlichen Kovarianzen erklärt.

Des Weiteren ergab die Modellierung der Erwartungswertstruktur, dass der Erwartungswert des Methodenfaktor  $E(ME)=0.75$  ist. Folglich antworteten die Versuchspersonen im Durchschnitt 0.75 Punkte höher auf den negativ formulierten Items, die im Sinne der Klassischen Testtheorie als parallele Items intendiert und konstruiert wurden. Anscheinend gibt es hier eine Interaktion zwischen Person und Methode, die dazu führt, dass je nach positiver respektiver negativer Itemformulierung die Testpersonen unterschiedlich auf die jeweiligen Items reagieren. Im weiteren Vorgehen hatten wir den Versuch angestellt, den Methodenfaktor durch einen Trait „Emotionalität“ zu erklären. Hierzu wurde eine exogene Variable („Emotionalität“) in das Strukturmodell aufgenommen. Damit diese Variable möglichst messfehlerfrei modelliert werden konnte, hatten wir in einer ersten Modellversion zunächst den Trait „Emotionalität“ über 2 Messzeitpunkte extrahiert. Wie aus Abbildung 4 ersichtlich, führte dies aber noch nicht zu den gewünschten geringen Messfehlervarianzen, so dass wir in einem zweiten Schritt wiederum zwei Testhälften bildeten, wobei diese jetzt über Mittelung von Items aus den 4 Testzeitpunkten konstruiert wurden. Auf diese Weise konnten die Testhälften von situativen Einflüssen durch eine günstige Mittelung bereinigt werden.

Wie aus der Pfaddiagramm aus Abbildung 5 ersichtlich, beträgt der standardisierte Regressionskoeffizient  $\beta=-.30$ . Somit konnte lediglich 9% der Varianz des Methodenfaktors durch den Trait „Emotionalität“ erklärt werden.

Der Erklärungswert der latenten Variable „Emotionalität“ ist daher als gering zu bezeichnen.

Kritisch anzumerken ist, dass bei der Analyse der Daten offenkundig wurde, dass die eine große Zahl der Variablen links- und rechtsschief verteilt sind. Daher kann man nicht von einer multivariaten Normalverteilung ausgehen, die einer der wichtigsten Voraussetzungen für das Rechnen mit LISREL ist. Ebendarum kann dies bei Verletzungen der Anforderungen an die Daten zu falschen Schätzungen der Modellparameter führen. Wohlgedenkt liefert das Verfahren auch bei moderaten Abweichungen recht robuste Schätzungen. Um der Datenkonstellation Rechnung zu tragen, wurde daher versucht auf Grundlage von polychorischen Korrelationsmatrizen

bzw. asymptotische Kovarianzmatrizen die besprochenen Modelle zu rechnen. Jedoch führte bereits die Erstellung der Matrizen zu Problemen, die die Autoren der Seminararbeit in der Folge auch nicht lösen konnten, so dass bei allen hier besprochenen Modellen die üblichen Kovarianzmatrizen zur Anwendung kamen.

## 5. Literatur

Steyer, R., Schwenkmezger, P., Notz, P., Eid, M.: *Der mehrdimensionale Befindlichkeitsfragebogen (MDBF). Handanweisung. Göttingen. Hogrefe, 1997.*

Pohl, S., Steyer, R.(2006) *Modelling Method Effects as Individual Treatment Effects. (in press)*

## 6. Anhang

### LISREL-Output für Modell 3.3:

DATE: 2/13/2007  
TIME: 11:43

L I S R E L 8.72S

BY

Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom

This program is published exclusively by  
Scientific Software International, Inc.  
7383 N. Lincoln Avenue, Suite 100  
Lincolnwood, IL 60712, U.S.A.  
Phone: (800)247-6113, (847)675-0720, Fax: (847)675-2140  
Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-2005  
Use of this program is subject to the terms specified in the  
Universal Copyright Convention.  
Website: [www.ssicentral.com](http://www.ssicentral.com)

The following lines were read from file C:\uni\evaluationsforschung\seminar\modell11.LS8:

DA NI = 10 NO = 503 MA=CM

CM FI = modell11.cov  
ME FI = modell11.means

LA  
t1pos t1neg t2pos t2neg t3pos t3neg t4pos t4neg emofpi1 emofpi2

!SE  
!1 2 3 4 5 6 7 8 /

MO NY=8 NX=2 NK=1 NE=5 LY=FU,FI TE=DI,FR GA=FU,FI PS=SY,FR PH=SY,FR TX=FR AL=FR  
KA=FI TY=FI

LE  
Bef\_t1 Bef\_t2 Bef\_t3 Bef\_t4 METH

LK  
Emo

VA 1 LY(1,1) LY(3,2) LY(5,3) LY(7,4)  
VA 1 LY(2,1) LY(4,2) LY(6,3) LY(8,4)

VA 1.0 LY(2,5) LY(4,5) LY(6,5) LY(8,5)

VA 1 LX(1,1) LX(2,1)  
! FR LX(2,1)

FR GA(5,1) GA(4,1) GA(3,1) GA(2,1) GA(1,1)

PD  
OU ND=3 WP AD=OFF

DA NI = 10 NO = 503 MA=CM

Number of Input Variables 10  
Number of Y - Variables 8  
Number of X - Variables 2  
Number of ETA - Variables 5  
Number of KSI - Variables 1  
Number of Observations 503

DA NI = 10 NO = 503 MA=CM

Covariance Matrix

	t1pos	t1neg	t2pos	t2neg	t3pos	t3neg	t4pos	t4neg	emofpi1	emofpi2
t1pos	0.741									
t1neg	0.626	0.939								
t2pos	0.191	0.171	0.816							
t2neg	0.163	0.266	0.720	0.993						
t3pos	0.183	0.178	0.227	0.191	0.836					
t3neg	0.160	0.289	0.236	0.379	0.698	0.959				
t4pos	0.183	0.169	0.265	0.236	0.304	0.252	0.821			
t4neg	0.140	0.266	0.230	0.345	0.252	0.381	0.614	0.817		
emofpi1	-0.561	-0.774	-0.563	-0.779	-0.498	-0.747	-0.551	-0.607	3.637	
emofpi2	-0.380	-0.587	-0.414	-0.609	-0.373	-0.606	-0.368	-0.519	2.557	3.494

Means

t1pos	t1neg	t2pos	t2neg	t3pos	t3neg	t4pos	t4neg	emofpi1	emofpi2
3.322	4.078	3.385	4.102	3.337	4.085	3.422	4.220	3.677	3.539

DA NI = 10 NO = 503 MA=CM

Parameter Specifications

GAMMA

Emo

-----  
Bef\_t1 1  
Bef\_t2 2  
Bef\_t3 3  
Bef\_t4 4

METH 5

PHI

Emo
-----
6

PSI

	Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
	-----	-----	-----	-----	-----
Bef_t1	7				
Bef_t2	8	9			
Bef_t3	10	11	12		
Bef_t4	13	14	15	16	
METH	17	18	19	20	21

THETA-EPS

t1pos	t1neg	t2pos	t2neg	t3pos	t3neg	t4pos	t4neg
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
22	23	24	25	26	27	28	29

THETA-DELTA

emofpi1	emofpi2
-----	-----
30	31

TAU-X

emofpi1	emofpi2
-----	-----
32	33

ALPHA

Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
-----	-----	-----	-----	-----
34	35	36	37	38

DA NI = 10 NO = 503 MA=CM

Number of Iterations = 6

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-Y

	Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
	-----	-----	-----	-----	-----
t1pos	1.000	--	--	--	--
t1neg	1.000	--	--	--	1.000
t2pos	--	1.000	--	--	--
t2neg	--	1.000	--	--	1.000

t3pos	--	--	1.000	--	--
t3neg	--	--	1.000	--	1.000
t4pos	--	--	--	1.000	--
t4neg	--	--	--	1.000	1.000

LAMBDA-X

Emo  
-----  
emofpi1 1.000  
emofpi2 1.000

GAMMA

Emo  
-----  
Bef\_t1 -0.189  
(0.025)  
-7.697  
  
Bef\_t2 -0.195  
(0.026)  
-7.581  
  
Bef\_t3 -0.182  
(0.026)  
-7.006  
  
Bef\_t4 -0.161  
(0.025)  
-6.420  
  
METH -0.074  
(0.014)  
-5.395

Covariance Matrix of ETA and KSI

	Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH	Emo
	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Bef_t1	0.653					
Bef_t2	0.188	0.732				
Bef_t3	0.191	0.238	0.725			
Bef_t4	0.183	0.253	0.286	0.646		
METH	-0.036	-0.013	-0.021	-0.036	0.153	
Emo	-0.490	-0.506	-0.471	-0.416	-0.191	2.591

Mean Vector of Eta-Variables

Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
-----	-----	-----	-----	-----
3.323	3.371	3.335	3.449	0.753

PHI



Emo  
 -----  
 2.591  
 (0.198)  
 13.112

PSI

	Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
Bef_t1	0.560 (0.043) 13.114				
Bef_t2	0.093 (0.031) 2.996	0.634 (0.046) 13.746			
Bef_t3	0.102 (0.031) 3.262	0.146 (0.033) 4.388	0.640 (0.046) 13.773		
Bef_t4	0.105 (0.030) 3.458	0.172 (0.033) 5.276	0.210 (0.033) 6.289	0.579 (0.043) 13.450	
METH	-0.072 (0.017) -4.177	-0.051 (0.018) -2.798	-0.056 (0.018) -3.016	-0.067 (0.018) -3.766	0.139 (0.013) 10.653

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
0.142	0.135	0.118	0.103	0.092

THETA-EPS

t1pos	t1neg	t2pos	t2neg	t3pos	t3neg	t4pos	t4neg
0.096 (0.023) 4.235	0.212 (0.026) 8.149	0.085 (0.021) 4.133	0.134 (0.022) 5.995	0.116 (0.021) 5.454	0.105 (0.021) 4.938	0.157 (0.022) 6.977	0.104 (0.021) 4.949

Squared Multiple Correlations for Y - Variables

t1pos	t1neg	t2pos	t2neg	t3pos	t3neg	t4pos	t4neg
0.872	0.776	0.896	0.865	0.862	0.888	0.805	0.875

THETA-DELTA

emofpi1	emofpi2
0.857 (0.107) 7.991	1.159 (0.118) 9.823

Squared Multiple Correlations for X - Variables

emofpi1	emofpi2
-----	-----
0.751	0.691

TAU-X

emofpi1	emofpi2
-----	-----
3.677	3.539
(0.083)	(0.086)
44.376	40.946

ALPHA

Bef_t1	Bef_t2	Bef_t3	Bef_t4	METH
-----	-----	-----	-----	-----
3.323	3.371	3.335	3.449	0.753
(0.038)	(0.040)	(0.040)	(0.038)	(0.021)
87.474	84.765	83.669	90.396	36.369

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 27

Minimum Fit Function Chi-Square = 60.083 (P = 0.000257)  
 Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 60.428 (P = 0.000232)  
 Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 33.428  
 90 Percent Confidence Interval for NCP = (14.653 ; 59.927)

Minimum Fit Function Value = 0.120

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0666  
 90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0292 ; 0.119)  
 Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0497  
 90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0329 ; 0.0665)  
 P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.487

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.272

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.214 ; 0.305)  
 ECVI for Saturated Model = 0.219  
 ECVI for Independence Model = 6.471

Chi-Square for Independence Model with 45 Degrees of Freedom = 3228.213

Independence AIC = 3248.213

Model AIC = 136.428

Saturated AIC = 110.000

Independence CAIC = 3300.419

Model CAIC = 334.810

Saturated CAIC = 397.132

Normed Fit Index (NFI) = 0.981

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.983

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.589

Comparative Fit Index (CFI) = 0.990

Incremental Fit Index (IFI) = 0.990

Relative Fit Index (RFI) = 0.969

Critical N (CN) = 393.385

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.0629  
Standardized RMR = 0.0302  
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.979  
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.957  
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.481

Time used: 0.085 Seconds