

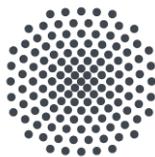
**SISS:
Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften
der Universität Stuttgart**

No. 52 / 2022

Mehrebenenanalyse (Teil 2):

***Zur Anwendung von CFA/SEM-Techniken
bei der Schätzung von
Modellen mit latenten Konstrukten
(unter Verwendung von Mplus)***

Dieter Urban



Universität Stuttgart

Institut für Sozialwissenschaften

Abt. IV: Soziologie mit Schwerpunkt

sozialwissenschaftliche Forschungsmethoden

**SISS:
Schriftenreihe
des Instituts für Sozialwissenschaften
der Universität Stuttgart
No. 52 / 2022**

Mehrebenenanalyse (Teil 2):
Zur Anwendung von CFA/SEM-Techniken
bei der Schätzung von Modellen
mit latenten Konstrukten
(unter Verwendung von Mplus)

Dieter Urban

ISSN 2199-7780

**Universität Stuttgart
Institut für Sozialwissenschaften
Abt. IV: Soziologie mit dem Schwerpunkt
sozialwissenschaftliche Forschungsmethoden
70174 Stuttgart**

Dieter Urban

Mehrebenenanalyse (Teil 2): Zur Anwendung von CFA/SEM-Techniken bei der Schätzung von Modellen mit latenten Konstrukten (unter Verwendung von Mplus)

SISS – Schriftenreihe des Instituts f. Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart, No. 52/2022
<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/dokumente/forschung/siss/SISS51.pdf>

Z U S A M M E N F A S S U N G: Dieses Skript enthält eine Fortsetzung der Erläuterungen zur Mehrebenenanalyse in No. 51 der Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart (SISS). Der Text beschreibt die Logik der graphischen Darstellung von Mehrebenenmodellen und deren programmtechnische Umsetzung, so wie sie von Mplus vorgeschlagen werden. Zudem wird die graphische Modellierung von Mplus noch durch eine weitergehende graphische Modellierung ergänzt, die bereits in SISS-51 vorgestellt wurde.

Dieter Urban

Multilevel Analysis (Part 2): Applying CFA/SEM-Techniques for Estimating Models with Latent Constructs (By Using Mplus-Software)

SISS – Schriftenreihe des Instituts f. Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart, No. 52/2022
<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/dokumente/forschung/siss/SISS52.pdf>

A B S T R A C T: This paper is a continuation of the explanations on multilevel analysis in No. 51 of the publication series of the Institute of Social Sciences at the University of Stuttgart (SISS). The text describes the logic of the graphical representation of multilevel models and its program-technical implementation as proposed by Mplus. In addition, the graphical modeling of Mplus is further extended by a more advanced graphical modeling as already presented in SISS-51.

Schlüsselwörter / key words . Mehrebenenanalyse . MEA . Mehrebenenmodell .
. Regression . Mehrebenen-Regressionsanalyse . multilevel analysis . MLA .
. cross level effects . fixed effects . random effects . Mplus . Software .
. structural equation modeling . SEM . CFA .

0	Wozu dieses Skript ?	1
1	Einfache Modelle	3
	(mit “random intercepts” und “fixed effects”)	
	Modell 1	
	Modell 2	
	Modell 2.1 (... mit Aggregat-Variablen)	
	Modell 2.2 (... mit Kausalstrukturen)	
2	Komplexere Modelle	27
	(mit “random intercepts”, “fixed effects”, “random effects”)	
	Modell 3	
	Modell 4	
	Modell 5	
3	Komplexe CFA-Modelle	41
	(mit latenten Konstrukten)	
	Modell 6	
	Modell 7	
	Modell 8	
	Modell 9	
4	Komplexe CFA/SEM-Modelle	61
	(mit latenten Konstrukten und manifesten Prädiktoren)	
	Modell 10	
	Modell 11	
5	Komplexe CFA/SEM-Modelle	75
	(mit latenten Konstrukten und latenten Prädiktoren)	
	Modell 12	
6	Komplexe Drei-Ebenen-Modelle	83
	(mit CFA-Modellen)	
	Modell 13	
7	Literatur	93

0 Wozu dieses Skript ?

Das vorliegende Skript ist eine Ergänzung zu SISS-Heft No. 51 (2022).¹ In jenem SISS-Heft wird a) die Logik der sozialwissenschaftlichen Mehrebenenanalysen erörtert, wird b) eine algebraische, multivariat-regressionsanalytische Spezifikation von Mehrebenenmodellen vorgestellt und wird c) die Schätzung von Mehrebenenmodellen mittels Mplus-Anweisungen aufgezeigt.

In der hier vorliegenden Ergänzung zu SISS-Heft No. 51 wird anstelle einer algebraischen Spezifikation von Mehrebenenmodellen eine mplus-spezifische, grafische Spezifikation von Mehrebenenmodellen vorgestellt. Diese orientiert sich an der Logik von Strukturgleichungsmodellierungen (SEM-Logik) und deren Umsetzung in Mplus-Anweisungen und schafft damit eine leichtere Verbindung von Spezifikation und Schätzung von Mehrebenenmodellen.

Zudem verdeutlicht die hier vorgestellte Mplus/SEM-basierte Logik von Mehrebenenanalysen, in welcher Weise latente Variablen bzw. latente Konstrukte in Mehrebenenanalysen einzubeziehen sind.

Was die Benutzung einer SEM-basierten Logik von Mehrebenenanalysen im Unterschied zur Benutzung einer multivariat-regressionsanalytischen Logik ausmacht, kann am besten anhand eines einfachen Beispiels verdeutlicht werden. Wir werden im Folgenden mit einem solchen, einfachen Beispiel beginnen und es schrittweise bis hin zu einem Modell mit latenten Konstrukten ausbauen.

Alle folgenden Modelle benutzen ausschließlich solche unabhängigen Variablen, die metrisch (bzw. kontinuierlich) oder binomial skaliert sind. Alle abhängigen Variablen sind immer metrisch (bzw. kontinuierlich) skaliert.

Beginnen werden wir mit der Analyse eines Zwei-Ebenen-Modells, bei dem auf jeder Ebene (auf L1 und auf L2) jeweils eine binomiale Prädiktorvariable liegt, welche die metrische abhängige Variable beeinflussen soll. Zur Schätzung des Modells benutzen wir Messwerte aus dem öffentlich zugänglichen Datensatz "kultur.dat", der zur Untersuchung von Determinanten der subjektiven Lebenszufriedenheit erhoben wurde und der auch zur Durchführung von in Heft 51 beschriebenen Mehrebenenanalysen benutzt wird (ausf. Informationen dazu in SISS-51, S. 44). Weitere, im Folgenden benutzte Datensätze werden wir im Laufe dieses SISS-Textes vorstellen.

Wie für SISS-Heft 51 gilt auch für das vorliegende SISS-Heft 52, dass dieses Skript

- KEINE Einführung in die Methode der Mehrebenenanalyse ist und auch
- KEINE Einführung in die Datenanalyse mittels der Statistik-Software "Mplus" ist.

Vielmehr setzt das vorliegende Skript voraus:

- grundlegende Kenntnisse über die Methode der Mehrebenenanalyse,
- grundlegende Kenntnisse zum Gebrauch der Statistik-Software "Mplus".

¹ Als "SISS-51" wird im vorliegenden Text bezeichnet: Urban, D., Mehrebenenanalyse: Die wichtigsten 23 Modelle zur Analyse von dichotomen und metrischen Zwei- und Drei-Ebenen-Effekten (unter Verwendung von Mplus). In: SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart, No. 51. Stuttgart (SOWI) 2022.

Zu beachten ist: Wichtige Informationen zu den im Folgenden vorgestellten Modellen sind nicht nur in den Erläuterungen der einzelnen Modelle zu finden, sondern sind auch als Kommentare in den jeweiligen Mplus-Inputfiles enthalten.

Diese Inputfiles werden auf den folgenden Seiten in Tabellenform und mit Zeilen-Nummerierung abgedruckt. Alle diese Inputfiles können mittels Copy/Paste-Technik in Mplus eingelesen werden. Zur Ausführung einer jeden Mehrebenenanalyse muss natürlich im Inputfile auch der jeweils zu analysierende Datensatz angegeben werden (evtl. mit dem Datenverzeichnis, in dem sich der Datenfile befindet). Wir benennen in jedem der folgenden Inputfiles nur den Namen des jeweiligen Datensatzes ohne Angabe eines Datenverzeichnisses (vgl. Tab. 1a, Zeile 9, wo nur der Name des Datenfiles angegeben wird).

Viele Modellannahmen multipler OLS-Regressionsschätzungen, die auch für ML-Schätzungen von Mehrebenenmodellen gelten (z.B. die Abwesenheit von essenzieller Multikollinearität), werden für die in diesem Skript erläuterten Modelle nicht separat untersucht. Die entsprechenden Modellannahmen sollten jedoch bei jeder MLA getestet werden (vgl. dazu: Hox, J.J. et al., 2018: 235-246).

In diesem Skript liegt der Schwerpunkt der Darstellung auf der Mplus/SEM-analytischen Spezifikation von Mehrebenenmodellen und auf deren Mplus-spezifischer graphischer Veranschaulichung. Ausführlichere Erörterungen zur Spezifikation von Mehrebenenmodellen und zur Interpretation diesbezüglicher Modellschätzungen finden sich in SISS-51 (Urban 2022).

Es ist zu beachten, dass Mplus für Modelle mit Random-Effects (das sind im Folgenden die Modelle 3, 4, 5 und 11) keine standardisierten Schätzwerte liefert (es sei denn, die Modellschätzung erfolgt mit Bayes-Algorithmen). Für alle anderen, hier vorgestellten Modelle (das sind die Modelle 1, 2, 2.1, 2.2, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 13) können in Mplus auch standardisierte Schätzwerte angefordert werden.² Wie das geschieht, wird im vorliegenden Skript erläutert. Alle Modellschätzungen, die mit Bayes-Algorithmen durchgeführt werden, können auch in Mplus standardisierte Schätzwerte liefern. Allerdings werden die komplizierten Verfahren der Bayes-Schätzung (so z.B. deren MCMC-Algorithmus) in diesem Skript nicht behandelt.

² Die Interpretation von standardisierten Parametern in Linearmodellen ist problembehaftet und nicht ganz einfach. Vgl. dazu Urban/Mayerl 2018: 56-75, 96-103.

1 Einfache Modelle (mit “random intercepts” und “fixed effects”)

Beginnen wollen wir unsere Vorstellung der Mplus/SEM-Strategie zur Spezifikation und Schätzung von Mehrebenenmodellen mit einem einfachen Beispiel:

Es soll zunächst ein Mehrebenenmodell mit einem Mikro-Prädiktor (L1-Prädiktor) und einem Makro-Prädiktor (L2-Prädiktor) zur Prognose von individueller Lebenszufriedenheit (LEZU) in 40 verschiedenen Ländern untersucht werden.³ Die abhängige Variable $Y=LEZU$ wird dabei auf einer Skala von 1 (minimale Lebenszufriedenheit) bis 7 (maximale Lebenszufriedenheit) gemessen. Die beiden Prädiktoren seien a) der positive Affekt von Befragten⁴ bzw. das Ausmaß von deren Erleben positiver Gefühle ($X1=PA2$) sowie b) das Bruttoinlandsprodukt von 40 Ländern, in denen die Befragten wohnen ($Z=GDP2$). Die Messwerte beider Prädiktoren sind mittels Mediansplit dichotomisiert worden, sodass $PA2=0$ unterdurchschnittlich häufig vorkommende positive Gefühle und $PA2=1$ überdurchschnittlich häufig vorkommende positive Gefühle der Befragten misst. Auch bemisst $GDP=0$ ein unterdurchschnittliches Bruttosozialprodukt und $GDP=1$ ein überdurchschnittliches Bruttosozialprodukt für jedes Land, in dem die Befragten wohnen. Eine zusätzliche L1-Variable, die in fortgeschritteneren Modellen als L1-Prädiktor benutzt wird, ist die Variable $SEX2$. Ein Wert von 1.00 bedeutet bei $SEX2$ “weibl. Geschlecht” und ein Wert von 0.00 bedeutet “nicht-weibl. Geschlecht”.

Die oben genannten Variablen können entsprechend der in Mehrebenenanalysen üblichen Notation folgendermaßen bezeichnet werden:

$$\begin{aligned} LEZU &= Y \text{ (1 ... 7)} \\ PA2 &= X1 \text{ (0/1)} \\ SEX2 &= X2 \text{ (0/1)} \\ GDP2 &= Z \text{ (0/1)} \end{aligned}$$

Mit diesen Variablen kann ein lineares Gleichungssystem mit Random-Intercepts zur Schätzung eines fixed X-Effekts in folgender Weise geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \text{L1-Gleichung:} \quad Y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}X1_{ij} + e_{ij} && \text{(Gl. 1.1)} \\ \text{L2-Gleichungen} \quad \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j} && \text{(Gl. 1.2)} \\ &\beta_{1j} = \gamma_{10} && \text{(Gl. 1.3)} \end{aligned}$$

Was bedeuten die Terme dieser drei Gleichungen? Mit den Daten der Befragten “i” kann für jedes Land “j” eine Lineargleichung zur Prognose der personalen LEZU-Werte ($Y=LEZU$) geschätzt werden (Gl. 1.1). Als Prädiktor dient die dichotome $X1$ -Variable ($X1=PA2$). Die Effektstärke von $X1$ ergibt sich aus den geschätzten Slopes (β_{1j}). Diese Slopes gelten über alle

³ Vgl. dazu auch die Beschreibung des Datensatzes “kultur.dat” in SISS-51, S. 44.

⁴ Das hier und im Folgenden benutzte generische Maskulinum beschreibt die Verwendung der männlichen grammatikalischen Form unabhängig vom Geschlecht der beschriebenen Person.

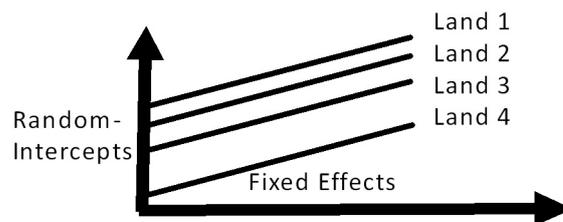
Länder hinweg als “fixed slopes” d.h. sie variieren nicht, was für X_1 mit der Gleichung 1.3 festgelegt wird. Das Intercept “ β_{0j} ” berichtet den länderspezifisch variierenden Y-Schätzwert bei einem X-Prädiktor von 0 und einem Z-Prädiktor von 0.

Die Abweichungen der geschätzten Y-Werte von den tatsächlichen Y-Werten ergeben die Residuen “e” (Gl. 1.1). Ebenso ergeben die Abweichungen zwischen den nach Gl. 1.1 geschätzten Intercepts und den nach Gl. 1.2 geschätzten Intercepts die Residuen “ u_{0j} ”. Aus den Residualwerten lässt sich die ungebundene (nicht “erklärte”) Within- und Between-Varianz (e_{ij} und u_{0j}) berechnen.

Die Intercepts aus der Linearschätzung nach Gl. 1.1 können als länderspezifische Y=LEZU-Werte gelesen werden. Sie dienen in Gl. 1.2 als abhängige Größe für eine zweite Linearschätzung mit dem länderspezifischen Z-Prädiktor (Z=GDP). Dementsprechend gibt es für die L2-Linearschätzung auch nur noch 40 Fälle (Fall=Land). Der geschätzte Slope “ γ_{01} ” markiert auch hier die Effektstärke des Prädiktors “Z” und das Intercept ist der auf Landesebene geschätzte LEZU-Wert bei Z=0 (= unterdurchschnittliches Bruttosozialprodukt).

Was mit dem oben skizzierten Gleichungssystem gemeint ist (auf Ebene L1), kann auch die folgende Abbildung A1 deutlich machen. Der lineare Zusammenhang zwischen Y und X_1 ist für alle Länder gleich und dementsprechend ist auch der Steigungskoeffizient stets der gleiche, sodass man auch von “fixed effects” sprechen kann. Demgegenüber sind die Intercepts je nach Land unterschiedlich groß ausgeprägt und können als “random intercepts” bezeichnet werden.

Abb. A1: “Random Intercepts” und “Fixed Effects” im Zwei-Ebenen-Modell (hier: Ebene 1)

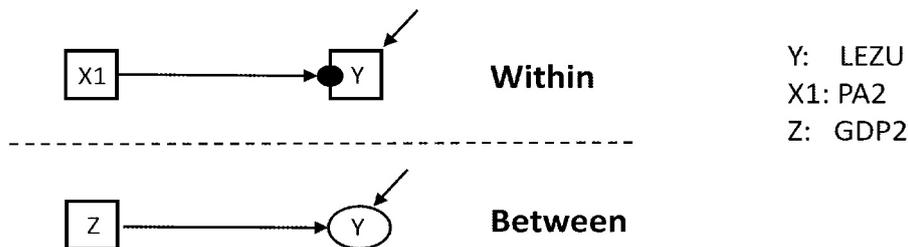


Die Mplus/SEM-Logik zur Spezifikation und Schätzung von Zwei-Ebenen-Modellen unterscheidet sich von der oben in Gl. 1.1 bis 1.3 skizzierten multivariat-regressionsanalytischen Spezifikation. Nach der Mplus/SEM-Logik wird für jede Ebene des Modells (also hier für die L1- und die L2-Ebene) ein separates Modell skizziert sowie eine eigenständige Kovarianz-Matrix spezifiziert und auch geschätzt. Diese eigenständigen Modelle werden entsprechend der Varianzformel der Mehrebenenanalyse (vgl. SISS-51, S. 3) als “Within-Teilmodell” und “Between-Teilmodell” bezeichnet (vgl. dazu auch die folgende Abbildung 1).

Modell 1

Die folgende Abbildung 1 zeigt das zuvor erörterte Zwei-Ebenen-Modell nach der Logik der Mplus/SEM-Spezifikation.

Abb. 1: Graphische Skizze der Struktur von Modell 1 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Im Within-Teil von Abbildung 1 symbolisiert der Pfeil von X1 auf Y den geschätzten Effekt von X1 auf Y. Im Within-Teilmodell werden auch die länderspezifisch geschätzten Random Intercepts von Y durch den fett-schwarzen Punkt im Y-Rechteck dargestellt. Die Random Intercepts variieren also zwischen den einzelnen Ländern. Die Variablen X1 und Y (PA2 und LEZU) sind empirisch gemessene Eigenschaften der befragten Personen. Da sie empirisch gemessen wurden, werden sie in allen Abbildungen nach der Mplus/SEM-analytischen Spezifikation als Rechtecke dargestellt (vgl. Abb. 1).

Im Between-Teilmodell misst die Variable Z ein Merkmal (GDP2) eines jeden der untersuchten 40 Länder. Geschätzt wird der Effekt von Z auf Y, wobei Y nunmehr die geschätzten Random Intercepts sind (für jedes Land wird ein Intercept "Y" geschätzt). In der Graphik wird diese geschätzte bzw. latente Variable durch einen ovalen Kreis symbolisiert.

Im Mplus-Inputfile wird eine solche Modellspezifikation (bestehend aus zwei Teilmodellen) durch zwei Befehle geschätzt:

1.) Durch den ANALYSIS-Befehl:

```
ANALYSIS: TYPE = TWOLEVEL;
```

Hiermit wird die Schätzung eines Zwei-Ebenen-Modells mit Random-Intercepts und Fixed-Slopes angefordert (vgl. den Inputfile für das Modell 1, Tab. 1a, Zeilen 42-44).⁵

2.) Und durch den MODEL-Befehl:

```
MODEL:      !(vgl. Inputfile für Modell 1, Tab. 1a, Zeile 47 bis 55)
```

```
  %WITHIN%
```

```
    Y ON X1;
```

```
  %BETWEEN%
```

```
    Y ON Z;
```

Hiermit wird das Modell spezifiziert (hier: zwei Regressionsschätzungen auf zwei Ebenen).

⁵ Durch die Erweiterung dieses Befehls zu:

```
ANALYSIS: TYPE = TWOLEVEL RANDOM;
```

werden Modelle mit Random-Effekten geschätzt (vgl. dazu Tab. 3a, Zeile 50).

Einige ausgewählte Ergebnisse der Schätzung von Modell 1 werden in der folgenden Tabelle 1b ausgegeben.

Die Parameter von Modell 1 und aller im Folgenden erläuterten Modelle wurden mit der Mplus-Prozedur "MLR" (robuste Maximum-Likelihood-Schätzung) ermittelt (es sei denn, es findet sich im Mplus-Inputfile bei "ESTIMATOR=" in der Rubrik "ANALYSIS" eine andere Angabe. Das MLR-Schätzverfahren wird von Mplus via Voreinstellung auch dann gewählt, wenn im Inputfile kein Schätzverfahren angegeben wird. Es ist relativ robust gegenüber den potenziell verzerrenden Effekten von nicht-normalverteilten Variablen und unbalancierten Clustergrößen (Vgl. SISS-51, S. 9f, 16). Sollte es Probleme mit der MLR-Schätzung geben (z.B. aufgrund zu kleiner Stichproben), so wird in der Literatur vorgeschlagen, das MUMML-Schätzverfahren (Muthen's ML) einzusetzen. Dieses kann insbesondere bei Identifikationsproblemen gültige Schätzergebnisse liefern, erfordert jedoch normalverteilte Variablenwerte.

In Tabelle 1b können wir sehen, dass der ICC-Koeffizient (vgl. SEM-51, S. 5-7) einen Wert von 0,146 aufweist (Tab. 1b, Zeile 5) und somit ca. 14,6 Prozent der Varianz von Y in Modell 1 auf die Varianz der Kollektiv-Effekte zurückzuführen sind, was eindeutig für die Durchführung einer Mehrebenenanalyse spricht.

Im hinteren Teil der Tabelle 1b werden die geschätzten Parameterwerte (als "fixed effects") von Modell 1 ausgegeben. Zur Modellinterpretation berücksichtigen wir hier zunächst die unstandardisierten Werte:

Tabelle 1b zeigt, dass der Effekt von PA2 auf LEZU mit einem geschätzten Regressionskoeffizienten von 0,77 (Zeilen 20 bis 21) deutlich größer ist als der Effekt von GDP2 mit einem Regressionskoeffizienten von 0,51 (Zeilen 27 bis 28). Beide Schätzwerte sind hochgradig signifikant. Somit ist bei Analyse eines Modells mit den Prädiktoren PA2 und GDP2 die L1-Individualebene bedeutsamer für die Entwicklung von LEZU als die L2-Kollektivebene. Verändert sich der PA2-Wert von unterdurchschnittlich zu überdurchschnittlich, so steigt die Lebenszufriedenheit um einen Wert von 0,77 an, während eine Veränderung des Bruttosozialprodukts (GDP2) von unterdurchschnittlich zu überdurchschnittlich "nur" einen Anstieg von LEZU um 0,51 auslöst.

Y-Standardisierung (stdy)

Die zuvor vorgeschlagene Interpretation der Effektschätzungen berücksichtigt zwar, dass PA2 und GDP2 gleich skaliert sind (beide sind binär skaliert), lässt aber unberücksichtigt, dass die LEZU-Skalen auf L1- und L2-Ebene deutlich unterschiedlich strukturiert sind. Wir haben deshalb die LEZU-Skalen (die Y-Skalen) Y-standardisiert (Tab. 1a, Zeile 58) und somit auch Y-standardisierte Schätzergebnisse bekommen (Tab. 1b, Zeilen 34-72). Demnach verursacht ein Anstieg auf der PA2-Skala von 0 auf 1 einen Sprung auf der standardisierten LEZU-Skala von 0,69 Standardeinheiten (Tab. 1b, Zeilen 41 bis 42). während ein Anstieg auf der GDP2-Skala von 0 auf 1 einen Sprung auf der standardisierten LEZU-Skala von 1,104 Standardeinheiten (Tab. 1b, Zeilen 50 bis 51) verursacht. Mithin ist bei Betrachtung der Y-standardisierten Parameterschätzwerte der GDP2-Effekt deutlich stärker als der PA2-Effekt.

R-Quadrat

Das zuvor berichtete Ergebnis wird auch dadurch bestätigt, dass zwar 11,8% der Varianz von L1-LEZU im Modell 1 gebunden (erklärt) werden können, dass dieser Wert aber auf 30,5% ansteigt, wenn es um die Varianz von L2-LEZU geht (Tab. 1b, Zeilen 58-72). Auch bei Vergleich der R^2 -Werte zeigt sich also, dass der GDP-Effekt der stärkere Effekt ist.

Bei der Interpretation der erklärten Varianzanteile ist jedoch zu beachten, dass sich die Erklärungsanteile auf unterschiedliche Ausgangsgrößen beziehen.

So beträgt der erklärte Anteil an der Between-Varianz zwar 30,5% (Tab 1b, Zeile 72), jedoch beträgt der Anteil der Between-Varianz an der Gesamtvarianz nur 14,6% (Tab 1b, Zeile 5). Und der erklärte Anteil an der Within-Varianz beträgt zwar nur 11,8% (Tab. 1b, Zeile 65), jedoch beträgt der Anteil der Within-Varianz an der Gesamtvarianz insgesamt 85,4% (Tab. 1b, Zeile 5).

Wenn also die beiden erklärten Varianzen auf die Gesamtvarianzen bezogen werden, so beträgt der erklärte Within-Anteil 10,0% und der erklärte Between-Anteil 4,4%.⁶ Und dieses Ergebnis entspricht nicht den zuvor benannten Ergebnis-Relationen.

Die Ergebnisse zur erklärten Varianz (R-Quadrat) sind also nur mit großer Vorsicht zu interpretieren.

⁶ Dazu wird gerechnet:

(Anteil der Between-Var. an der Gesamtvar.) * (Anteil der erklärten Between-Var. an der Between-Var.) =
(Anteil der erklärten Between-Var. an der GesamtVar.)

(0,146) * (0.305) =
(0,044);

(Anteil der Within-Var. an der Gesamtvar.) * (Anteil der erklärten Within-Var. an der Within-Var.) =
(Anteil der erklärten Within-Var. an der GesamtVar.)

(0,854) * (0.118) =
(0,100).

Tab. 1a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 1

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-01
3   mit L1-Prädiktor: "PA2" (dichotom, Mediansplit)
4   mit L2-Prädiktor: "gdp2" (dichotom, Mediansplit)
5   mit random intercepts
6   mit fixed slopes (PA2)
7
8 DATA:
9   File is kultur.dat;
10
11 VARIABLE:
12   NAMES ARE   NATION   L1_ID   SEX   AUF_E   KLA_E   AUF_F
13   KLA_F   LEZU   PA   NA   BAL   IC
14   GDP   AUF_E_ME   KLA_E_ME   AUF_F_ME   KLA_F_ME   LEZU_MEA
15   PA_MEAN   NA_MEAN   BAL_MEAN   PA_ZEN   GDP_ZEN ;
16
17 MISSING ARE . ;
18
19 USEVARIABLES ARE
20   nation   ! nation ist die Cluster-Variable
21   lezu     ! lezu ist die abh. Y-Variable
22   pa2     ! wird unten gebildet
23   gdp2;   ! wird unten gebildet
24
25   WITHIN ARE pa2;           ! pa2 wird als L1-Prädiktor definiert (dichotomisiert)
26   BETWEEN ARE gdp2;       ! gdp2 wird als L2-Prädiktor definiert (dichotomisiert)
27   CLUSTER=nation;        ! nation wird als Clustervariable definiert
28
29 DEFINE:
30   ! hier könnte die Zentrierung der Kovariaten erfolgen:
31   ! CENTER pa2 (GRANDMEAN);
32   ! wird aber nicht benutzt, da 1/0-Dichotomisierung erfolgt
33
34   ! hier kommt der Mediansplit für pa2:
35   IF(pa LE 5.67 )THEN pa2=0;
36   IF(pa GT 5.67) THEN pa2=1;
37
38   ! hier kommt der Mediansplit für gdp2:
39   IF(gdp LE .74 )THEN gdp2=0;
40   IF(gdp GT .74) THEN gdp2=1;
41
42 ANALYSIS:
43   TYPE = TWOLEVEL;   ! da hier der Typ "RANDOM" fehlt,
44                     ! werden nur "fixed effects" geschätzt
45   ESTIMATOR = mlr;
46
47 MODEL:
48
49   %WITHIN%
50   lezu ON pa2 ;     ! fixed effect
51   ! pa2 WITH sex2   Diese Korrelation darf nicht angegeben werden,
52   !                 da nicht Bestandteil des Schätz-Modells

```

```

53
54 %BETWEEN%
55     lezu ON gdp2;    ! fixed effect
56
57 OUTPUT:
58     sampstat stdy;
59

```

Tab. 1b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 1 (ausgewählte Bereiche)

```

1 SUMMARY OF DATA
2   Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables
3     Intraclass
4   Variable Correlation
5   LEZU    0.146
6
7 MODEL FIT INFORMATION
8 Information Criteria
9   Akaike (AIC)          20447.620
10  Bayesian (BIC)        20481.837
11  Sample-Size Adjusted BIC  20465.949
12  (n* = (n + 2) / 24)
13
14 MODEL RESULTS
15
16           Estimate   S.E.   Est./S.E.   T wo-Tailed
17           P-Value
18 Within Level
19
20 LEZU    ON
21   PA2      0.773   0.045   17.031   0.000
22 Residual Variances
23   LEZU      1.099   0.034   31.991   0.000
24
25 Between Level
26
27 LEZU    ON
28   GDP2      0.510   0.125   4.068   0.000
29 Intercepts
30   LEZU      3.816   0.091   42.166   0.000
31 Residual Variances
32   LEZU      0.148   0.029   5.124   0.000
33
34 STANDARDIZED MODEL RESULTS
35 STDY Standardization
36
37           Estimate   S.E.   Est./S.E.   T wo-Tailed
38           P-Value
39 Within Level
40
41 LEZU    ON
42   PA2      0.692   0.035   19.693   0.000
43

```

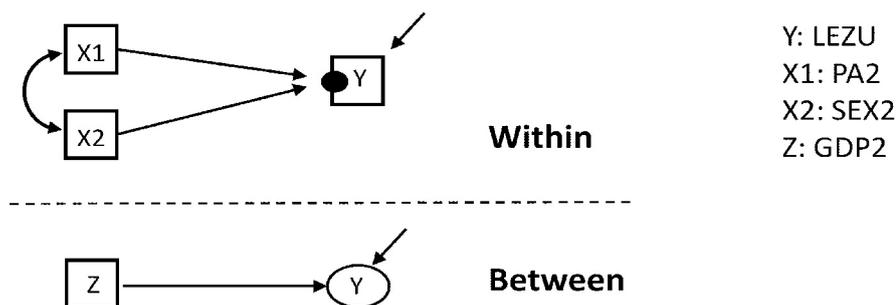
44					
45	Residual Variances				
46	LEZU	0.882	0.012	72.481	0.000
47					
48	Between Level				
49					
50	LEZU	ON			
51	GDP2	1.104	0.198	5.581	0.000
52	Intercepts				
53	LEZU	8.263	1.074	7.696	0.000
54	Residual Variances				
55	LEZU	0.695	0.117	5.933	0.000
56					
57					
58	R-SQUARE				
59					
60	Within Level				
61					
62	Observed				Two-Tailed
63	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
64					
65	LEZU	0.118	0.012	9.743	0.000
66					
67	Between Level				
68					
69	Observed				Two-Tailed
70	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
71					
72	LEZU	0.305	0.117	2.600	0.009
73					

Modell 2

Die zuvor erläuterte Modellschätzung von Modell 1 in Tabelle 1b zeigt, dass die in Modell 1 geschätzten Residualvarianzen auf Mikro- und Makro-Ebene hochgradig signifikant sind, dass es also noch genügend frei schwebende Varianz gibt, um die Effekte weiterer Prädiktoren im Modell zu schätzen. Deshalb wollen wir im nächsten Modell 2 auch noch die zusätzliche L1-Variable "SEX2" (SEX2, weibl.=1, nicht weibl.=0) als Prädiktor in das Modell aufnehmen.

Es soll also getestet werden, ob die Geschlechtszugehörigkeit (binär gemessen) einen Einfluss auf die Lebenszufriedenheit (LEZU) hat, wenn im Modell gleichzeitig auch noch der dichotome Individual-Prädiktor "PA2" (positive Gefühlslage) und der dichotome Kollektiv-Prädiktor "GDP2" (Bruttosozialprodukt) enthalten sind.

Abb. 2: Graphische Skizze der Struktur von Modell 2 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Das in Abbildung 2 gezeigte Modell 2 unterscheidet sich nur dadurch von Modell 1, dass es auf L1 den zusätzlichen Individual-Prädiktor "SEX2" bzw. "X2" enthält (SEX2, weibl.=1; nicht weibl.=0). Ansonsten gilt auch für Modell 2: "random intercepts" und "fixed slopes". Die folgende Tabelle 2a zeigt den diesbezüglichen Mplus-Inputfile. Die daran anschließende Tabelle 2b enthält Ausschnitte aus den diesbezüglichen Mplus-Ausgaben.

Ein Vergleich der Fit-Maße AIC, BIC, BIC-adj. (mehr dazu in SEM-51, S. 31-34) für Modell 2 (Tab. 2b, Zeilen 8-12) mit denjenigen für Modell 1 (Tab. 1b, Zeilen 8-12) deutet darauf hin, dass mit der Modellspezifikation von Modell 2, ein verbesserter Fit gelungen ist. Die Fit-Maße von Modell 2 sind im Durchschnitt um 22 Punkte gesunken, was eine deutliche Verbesserung des Fits indiziert.

Als wesentliches Ergebnis der Schätzung von Modell 2 ist festzuhalten, dass die Stärke des neu in das Modell aufgenommenen binären Prädiktors SEX2 zwar hochgradig signifikant ist, aber absolut betrachtet nur einen Wert von 0,14 aufweist (vgl. Tab 2b, Zeile 20) und damit nur ca. 20% der Einflussstärke des binären Prädiktors PA2 aufweist. Dementsprechend sind auch alle geschätzten Parameter von Modell 2 (sowohl die unstandardisierten als auch die y-standardisierten) sehr ähnlich denjenigen von Modell 1. Das gilt auch für die gebundenen (erklärten) Varianzanteile von LEZU (Tab. 2b, Zeile 53-67).

Bei der Interpretation der erklärten Varianzanteile ist jedoch zu beachten, dass sich die Erklärungsanteile auf unterschiedliche Ausgangsgrößen beziehen. So beträgt der erklärte Anteil an der Between-Varianz zwar 29,9% (Tab 2b, Zeile 67), jedoch beträgt der Anteil der gesamten

Between-Varianz an der Gesamtvarianz nur 14,1% (Tab 2b, Zeile 5). Und auch der erklärte Anteil an der Within-Varianz beträgt zwar nur 12,3% (Tab. 2b, Zeile 60), jedoch beträgt der Anteil der gesamten Within-Varianz an der Gesamtvarianz insgesamt 85,9% (Tab. 2b, Zeile 5). Wenn dementsprechend die beiden erklärten Varianzanteile auf die Gesamtvarianzen bezogen werden, so beträgt der erklärte Within-Anteil 10,5% und der erklärte Between-Anteil 4,2%.⁷

Die Ergebnisse zur erklärten Varianz (R-Quadrat) sind also nur mit großer Vorsicht zu interpretieren.

⁷ Dazu wird gerechnet:

(Anteil der Between-Var. an der Gesamtvar.) * (Anteil der erklärten Between-Var. an der Between-Var.) =
(Anteil der erklärten Between-Var. an der GesamtVar.)

(0,141) * (0,299) =
(0,042);

(Anteil der Within-Var. an der Gesamtvar.) * (Anteil der erklärten Within-Var. an der Within-Var.) =
(Anteil der erklärten Within-Var. an der GesamtVar.)

(0,859) * (0,123) =
(0,105).

Tab. 2a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 2

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-02
3   mit L1-Prädiktor: "PA2" (dichotom, Mediansplit)
4   mit L1-Prädiktor: "SEX2" (dichotom, w=1, anderes=0)
5   mit L2-Prädiktor: "gdp2" (dichotom, Mediansplit)
6   mit random intercepts (LEZU)
7   mit fixed slopes (PA2, SEX2)
8
9 DATA:
10  File is kultur.dat;
11
12 VARIABLE:
13  NAMES ARE  NATION  L1_ID  SEX  AUF_E  KLA_E  AUF_F
14             KLA_F  LEZU  PA  NA  BAL  IC
15             GDP  AUF_E_ME  KLA_E_ME  AUF_F_ME  KLA_F_ME  LEZU_MEA
16             PA_MEAN  NA_MEAN  BAL_MEAN  PA_ZEN  GDP_ZEN ;
17
18 MISSING ARE . ;
19
20 USEVARIABLES ARE
21   nation ! nation ist die Cluster-Variable
22   lezu  ! lezu ist die abh. Y-Variable
23   pa2   ! L1-Prädiktor
24   sex2  ! L1-Prädiktor
25   gdp2; ! L2-Prädiktor
26
27 WITHIN ARE pa2 sex2; ! pa2 + sex2 werden als L1-Prädiktoren definiert
28 BETWEEN ARE gdp2; ! definiert gdp2 als L2-Prädiktor
29 CLUSTER=nation;
30
31 DEFINE:
32   ! hier könnte die Zentrierung der Kovariaten erfolgen:
33   ! CENTER pa2 (GRANDMEAN);
34   ! wird aber nicht benutzt, da 1/0-Dichotomisierung erfolgt
35
36 ! bei SEX statt 1/2 nunmehr 0/1-Dichotomisierung
37 IF(sex EQ 1) THEN sex2=0; ! 0=männl, 1=weibl
38 IF(sex EQ 2) THEN sex2=1;
39
40 ! hier kommt der Mediansplit von PA
41 IF(pa LE 5.67 )THEN pa2=0;
42 IF(pa GT 5.67) THEN pa2=1;
43
44 ! hier kommt der Mediansplit von GDP
45 IF(gdp LE .74 )THEN gdp2=0;
46 IF(gdp GT .74) THEN gdp2=1;
47
48 ANALYSIS:
49   TYPE = TWOLEVEL; ! Option "random" wird nur gebraucht,
50                   ! wenn random slopes geschätzt werden sollen,
51                   ! hier also nicht

```

```

52 MODEL: %WITHIN%
53     lezu ON pa2 sex2 ; ! Schätzung von fixed effects von PA2 und SEX2
54
55     ! pa2 WITH sex2   diese Korrelation darf nicht angegeben werden,
56     !                 da nicht Bestandteil des Schätz-Modells
57 %BETWEEN%
58     lezu ON gdp2;   ! Schätzung von GDP2 -> LEZU (random intercepts)
59
60 OUTPUT:
61     sampstat;

```

Tab. 2b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 2 (ausgewählte Bereiche)

```

1 SUMMARY OF DATA
2   Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables
3     Intraclass
4   Variable Correlation
5   LEZU    0.141
6
7 MODEL FIT INFORMATION
8 Information Criteria
9   Akaike (AIC)           20421.248
10  Bayesian (BIC)         20462.309
11  Sample-Size Adjusted BIC  20443.242
12  (n* = (n + 2) / 24)
13
14 MODEL RESULTS
15
16           Estimate   S.E.   Est./S.E.   T wo-Tailed
17           P-Value
18 Within Level
19 LEZU  ON
20   PA2      0.766   0.045   17.126   0.000
21   SEX2     0.142   0.034    4.185   0.000
22 Residual Variances
23 LEZU      1.094   0.035   31.696   0.000
24
25 Between Level
26 LEZU  ON
27   GDP2     0.495   0.124    4.001   0.000
28 Intercepts
29 LEZU      3.743   0.093   40.120   0.000
30 Residual Variances
31 LEZU      0.143   0.027    5.259   0.000
32
33 STDY Standardization
34
35           Estimate   S.E.   Est./S.E.   T wo-Tailed
36           P-Value
37 Within Level
38 LEZU  ON
39   PA2      0.685   0.035   19.841   0.000
40   SEX2     0.127   0.030    4.188   0.000

```

41	Residual Variances				
42	LEZU	0.877	0.013	69.000	0.000
43					
44	Between Level				
45					
46	LEZU	ON			
47	GDP2	1.094	0.201	5.450	0.000
48	Intercepts				
49	LEZU	8.273	1.066	7.758	0.000
50	Residual Variances				
51	LEZU	0.701	0.118	5.957	0.000
52					
53	R-SQUARE				
54					
55	Within Level				
56					
57	Observed				T wo-Tailed
58	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
59					
60	LEZU	0.123	0.013	9.711	0.000
61					
62	Between Level				
63					
64	Observed				T wo-Tailed
65	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
66					
67	LEZU	0.299	0.118	2.542	0.011
68					
69					

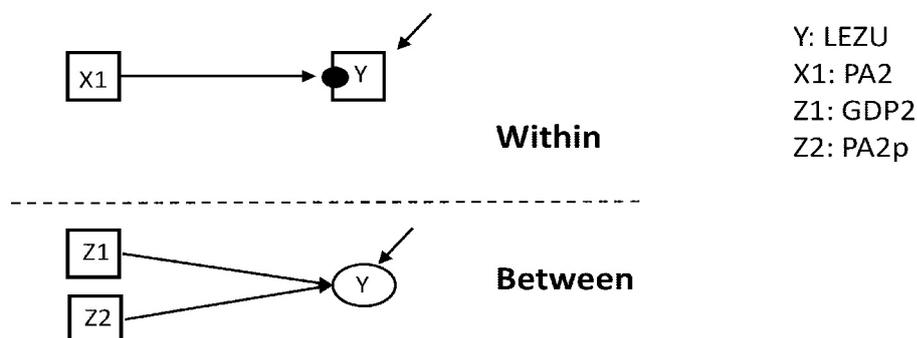
Modell 2.1 (... mit Aggregat-Variablen)

Im vorausgegangenem Modell 1 wurde als erklärende L2-Makro-Variable die generische Z-Variable "GDP2" benutzt. Diese Variable misst, ob das länderspezifische Bruttosozialprodukt oberhalb ($GDP2=1$) oder unterhalb ($GDP2=0$) des Medianwertes von GDP liegt. Diese Variable ist eine generische Z-Variable, weil sie ausschließlich die Eigenschaft eines Clusters (hier: eines Landes) betrifft (L2-Ebene) und nicht auf die Eigenschaft einer anderen Einheit wie z.B. derjenigen von Personen (auf der L1-Ebene) reduziert werden kann.

Es ist aber möglich, eine L1-Eigenschaft in eine L2-Eigenschaft zu überführen. So ist z.B. die Eigenschaft "PA2=0 = unterdurchschnittlich positive Weltsicht" vs. "PA2=1 = überdurchschnittlich positive Weltsicht" ein Merkmal von Personen und damit ein L1-Merkmal. Wenn allerdings der Prozentanteil bzw. der Mittelwert von Personen mit PA2=1 in jedem der untersuchten Länder als Messwert einer Variablen "PA2p" festgehalten wird, so betrifft diese Variable die L2-Ebene und es erfolgt mithin die Erschaffung einer neuen L2-Variablen aus den Messwerten einer L1-Variablen.⁸ Die Überführung geschieht durch Anwendung einer bestimmten Aggregationsregel, die hier lautet: Berechne für jedes Land den Prozentanteil bzw. den Mittelwert von Personen mit "PA2=1". Auf diese Weise entsteht die neue L2-Variable "PA2p", die für jedes Land das Ausmaß des dort herrschenden positiven Affekt-Klimas angibt. Je höher der Anteil von Personen mit PA2=1 in einem bestimmten Land ist, umso stärker ist dort eine positive Weltsicht ausgeprägt.

Die folgende Abbildung 2.1 zeigt die Mplus/SEM-Struktur des zuvor erläuterten Mehrebenenmodells, das die neue Z2-Aggregatvariable enthält, die in analytischer Weise aus der X1-Variable gebildet wurde.

Abb. 2.1: Graphische Skizze der Struktur von Modell 2.1 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



In der Tabelle 2.1a wird der Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 2.1 gezeigt. Der File unterscheidet sich nur an wenigen Stellen vom Mplus-Inputfile, mit dem das Modell 1 (ohne

⁸ Im Mplus-Handbuch wird diese Variable als "cluster-mean covariate" bezeichnet. Vgl.: Muthen, L.K./Muthen, B.O., Mplus. Statistical Analysis With Latent Variables. User's Guide. Los Angeles (Muthen & Muthen) 1998-2015.

Aggregatvariable) geschätzt wird. Allerdings muss der Z2-Name "PA2p" in vier Zeilen ergänzt werden (Zeilen: 24, 28, 40, 55). Der eigentliche Befehl zur Bildung von PA2p ist in Zeile 40 zu finden. Deshalb muss auch die komplette Zeile 40 im Inputfile ergänzt werden (natürlich mit dem jeweils spezifischen Variablennamen).⁹

Die Schätzung von Modell 2.1 (vgl. Tab. 2.1b) zeigt einige interessante Ergebnisse. Zunächst ist festzustellen, dass Modell 2.1 einen etwas besseren Fit aufweist als Modell 1. Ein Vergleich der AIC/BIC-Werte zeigt, dass die Werte von Modellschätzung 2.1 deutlich (wenn auch nicht gravierend) kleiner sind als die Werte von Modellschätzung 1 (vgl. Tab. 1b, Zeilen 7-12 versus Tab. 2.1b, Zeilen 3-6).

Die Effekte der binären Prädiktoren sind weitgehend konstant geblieben (Tab. 2.1b, Zeilen 54, 56, 60). Leider können diese aber nicht direkt mit dem Effekt von PA2p verglichen werden, da PA2p nicht binär sondern metrisch (0,00 bis 1,00) skaliert ist (und weil Mplus an dieser Stelle bestimmte Restriktionen aufweist, vgl. dazu die Fußnote auf dieser Seite). Allerdings ist der Effekt von PA2p auch hochgradig signifikant (Tab. 2.1b, Zeile 21) und die Einflussstärke von PA2p ist deutlich zu erkennen, wenn das Augenmerk auf das Ausmaß der gebundenen bzw. "erklärten Varianz" von LEZU gerichtet wird (Tab. 2.1b, Zeilen 58-72). Allerdings sind, wie bei der Erläuterung von Modell 1 gesehen, die Ergebnisse zur erklärten Varianz (R-Quadrat) nur mit großer Vorsicht zu interpretieren.

Mplus ermöglicht noch eine alternative Methode zur Überführung von L1-Variablen in L2-Variablen und damit zur Schätzung von Modellen mit Makro-Aggregatvariablen ohne dass diese Variablen separat gemessen wurden. Dabei erzeugt Mplus selbstständig auf der Basis von Mikrovariablen neue Makrovariablen, die dann von Mplus den gleichen Namen wie die Mikrovariablen erhalten und für Analysen auf der Makroebene zur Verfügung stehen. Um dieses Verfahren einzuleiten, muss allein in der Befehlssektion VARIABLE die WITHIN-Anweisung herausgenommen werden (Tab. 2.1a, Zeile 27) und müssen alle Variablen die ansonsten als Aggregatvariablen geschaffen werden (und die in Tab. 2.1a mit dem Namen "pa2p" versehen werden) aus dem Inputfile herausgenommen werden (vgl. Kleinke et al. 2017: 160-167).

Ein Nachteil dieses Verfahrens ist der extrem reduzierte Fit solcherart spezifizierter Modelle. In unseren Beispielsmodellen erhöhten sich z.B. die AIC/BIC-Werte von ca. 20.000,00 auf Werte von ca. 30.000,00 und signalisierten damit einen extrem schlechten Fit der geschätzten Mehrebenenmodelle.

⁹ Zusätzlich gelten in Mplus für den Inputfile noch weitere spezielle Regeln:

- 1) Jede neue Variable, die mit einem DEFINE-Befehl gebildet wird, muss in Mplus auf die USEVARIABLES-Liste nach den Original-Variablen gesetzt werden. Die Original-Variablen können aber auch gänzlich ausgelassen werden (vgl. Tab. 2.1a, Zeilen 20-25).
- 2) Aggregatvariablen, die mit dem CLUSTER_MEAN-Befehl gebildet wurden, können nicht innerhalb von Mplus mit weiteren DEFINE-Befehlen verarbeitet werden.

Tab. 2.1a Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 2.1

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-2.1
3   mit L1-Prädiktor: "PA2" (dichotom, Mediansplit)
4   mit L2-AggregatPrädiktor "PA2p"
5   mit L2-Prädiktor: "gdp2" (dichotom, Mediansplit)
6   mit random intercepts
7   mit fixed slopes (PA2)
8
9 DATA:
10  File is kultur.dat;
11
12 VARIABLE:
13  NAMES ARE NATION L1_ID SEX AUF_E KLA_E AUF_F
14  KLA_F LEZU PA NA BAL IC
15  GDP AUF_E_ME KLA_E_ME AUF_F_ME KLA_F_ME LEZU_MEA
16  PA_MEAN NA_MEAN BAL_MEAN PA_ZEN GDP_ZEN ;
17
18  MISSING ARE . ;
19
20  USEVARIABLES ARE
21    nation ! nation ist die Cluster-Variable
22    lezu ! lezu ist die abh. Y-Variable
23    pa2 ! wird unten gebildet
24    pa2p ! wird unten gebildet
25    gdp2; ! wird unten gebildet
26
27  WITHIN ARE pa2; ! pa2 wird als L1-Prädiktor definiert (dichotomisiert)
28  BETWEEN ARE gdp2 pa2p; ! gdp2 und pa2p werden als L2-Prädiktoren definiert
29  CLUSTER=nation; ! nation wird als Clustervariable definiert
30
31  DEFINE:
32  ! hier könnte die Zentrierung der Kovariaten erfolgen:
33  ! CENTER pa2 (GRANDMEAN);
34  ! wird aber nicht benutzt, da 1/0-Dichotomisierung erfolgt
35
36  ! hier kommt der Mediansplit für pa2:
37  IF(pa LE 5.67 )THEN pa2=0;
38  IF(pa GT 5.67) THEN pa2=1;
39  ! hier wird der AggregatPrädiktor pa2P gebildet:
40  pa2p = CLUSTER_MEAN(pa2);
41
42  ! hier kommt der Mediansplit für gdp2:
43  IF(gdp LE .74 )THEN gdp2=0;
44  IF(gdp GT .74) THEN gdp2=1;
45
46  ANALYSIS:
47  TYPE = TWOLEVEL; ! da hier der Typ "RANDOM" fehlt,
48  ! werden nur "fixed effects" geschätzt
49  ESTIMATOR = mlr;
50
51  MODEL:
52  %WITHIN%
53  lezu ON pa2; ! fixed effect

```

```

54 %BETWEEN%
55     lezu ON gdp2 pa2p;
56
57 OUTPUT:
58     sampstat stdy stdyx;

```

Tab. 2.1b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 2.1 (ausgewählte Bereiche)

```

1  MODEL FIT INFORMATION
2  Information Criteria
3     Akaike (AIC)                20436.061
4     Bayesian (BIC)             20477.122
5     Sample-Size Adjusted BIC   20458.055
6     (n* = (n + 2) / 24)
7
8  MODEL RESULTS
9
10         Estimate      S.E.    Est./S.E.  P-Value    T wo-Tailed
11
12  Within Level
13  LEZU    ON
14    PA2      0.767    0.045    16.935    0.000
15  Residual Variances
16    LEZU      1.099    0.034    31.997    0.000
17
18  Between Level
19  LEZU    ON
20    GDP2      0.492    0.104    4.747    0.000
21    PA2P      1.375    0.321    4.286    0.000
22  Intercepts
23    LEZU      3.246    0.178    18.283    0.000
24  Residual Variances
25    LEZU      0.102    0.020    5.124    0.000
26
27
28  STANDARDIZED MODEL RESULTS
29  STDYX Standardization
30
31         Estimate      S.E.    Est./S.E.  P-Value    T wo-Tailed
32
33  Within Level
34  LEZU    ON
35    PA2      0.342    0.018    19.328    0.000
36  Residual Variances
37    LEZU      0.883    0.012    73.044    0.000
38
39  Between Level
40  LEZU    ON
41    GDP2      0.533    0.095    5.587    0.000
42    PA2P      0.463    0.095    4.860    0.000

```

43	Intercepts				
44	LEZU	7.032	1.110	6.337	0.000
45	Residual Variances				
46	LEZU	0.477	0.121	3.953	0.000
47					
48	STDY Standardization				
49					T wo-Tailed
50		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
51					
52	Within Level				
53	LEZU	ON			
54	PA2	0.687	0.035	19.531	0.000
55	Residual Variances				
56	LEZU	0.883	0.012	73.044	0.000
57					
58	Between Level				
59	LEZU	ON			
60	GDP2	1.067	0.176	6.054	0.000
61	PA2P	2.979	0.564	5.284	0.000
62	Intercepts				
63	LEZU	7.032	1.110	6.337	0.000
64	Residual Variances				
65	LEZU	0.477	0.121	3.953	0.000
66					
67	R-SQUARE				
68	Within Level				
69	Observed				T wo-Tailed
70	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
71	LEZU	0.117	0.012	9.664	0.000
72					
73	Between Level				
74	Observed				T wo-Tailed
75	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
76	LEZU	0.523	0.121	4.341	0.000

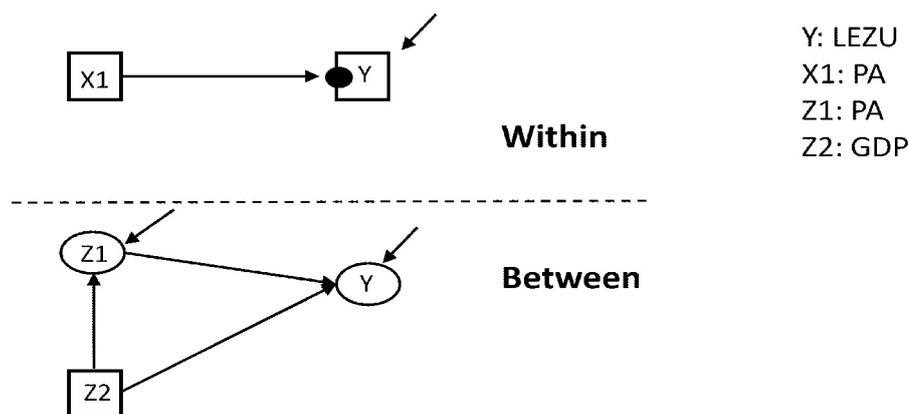
Modell 2.2 (... mit Kausalstrukturen)^{10 11}

Bei dieser Modellierung geht es um Zwei-Ebenen-Pfadanalysen im Kontext von Kausalstrukturen. Es soll gezeigt werden, wie direkte und indirekte Effekte auf der Mikro- und Makroebene von Zwei-Ebenen-Modellen zu analysieren sind.

Was damit gemeint ist, lässt sich am besten mit der folgenden Abbildung 2.2 verdeutlichen. Die Abbildung zeigt, dass es in der Analyse vor allem um Effekte auf der Makroebene geht. Die Variablen GDP und PA haben auf der Makroebene (im Between-Teilmodell) einen direkten Effekt auf LEZU (alle Variablen in Modell 2.2 sind metrisch skaliert). Somit beeinflusst das Bruttonozialprodukt eines Landes (GDP) sowie das Ausmaß länderspezifischer positiver Affektorientierung (PA) die Größe der länderspezifischen Lebenszufriedenheit (LEZU). Zusätzlich hat GDP auch noch einen indirekten Effekt auf LEZU indem es PA beeinflusst und über PA zusätzlich auf LEZU einwirkt.

Im Vergleich zur Kausalstruktur auf der Makroebene ist Modell 2.2 auf der Mikroebene (im Within-Teilmodell) eher einfach strukturiert. Dort geht es allein darum, dass bei den befragten Personen die Lebenszufriedenheit umso höher ist, je größer bei ihnen das Ausmaß positiver Affekte ausfällt.

Abb. 2.2: Graphische Skizze der Struktur von Modell 2.2 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Die Umsetzung der hier benannten Effekte in Anweisungen an Mplus zur statistischen Schätzung der postulierten Abhängigkeiten zeigt der Mplus-Inputfile in der folgenden Tabelle 2.2a. Dort wird allein GDP als Between-Variable benannt (Tab. 2.2a, Zeile 26). Ansonsten wird eine Voreinstellung von Mplus genutzt, nach der diejenigen Variablen, die nicht unter "BETWEEN

¹⁰ Die Spezifikation, Schätzung und Interpretation von Modell 2.2 wurden übernommen aus Kleinke et al. 2017: 170-174. Der analysierte Datensatz wird im vorliegenden Skript in Kapitel 1 vorgestellt.

¹¹ Das Modell 2.2 weist ausschließlich manifeste Prädiktoren auf. Modelle mit latenten abhängigen und intermediären Konstrukten werden im Folgenden noch ausführlich vorgestellt (vgl. insbesondere die Modelle 10, 11 und 12).

ARE ...” und auch nicht unter “WITHIN ARE ...” ausgewiesen werden, sowohl für die Schätzung des Within-Teilmodells als auch für die Schätzung des Between-Teilmodells zur Verfügung stehen. Dies gilt in unserem Modell für PA, die sowohl als unabhängiger Prädiktor im Within-Teilmodell als auch als intermediäre Variable im Between-Teilmodell genutzt wird. Ansonsten ist allein die Befehlsabfolge in den Zeilen 46 und 47 neu. Damit wird die Berechnung der statistischen Signifikanz für den indirekten Effekt von GDP über PA auf LEZU angefordert.

Welche bedeutsamen Resultate erbringt die MLR-Schätzung von Modell 2.2? Der Individual-Effekt von PA auf LEZU ist mit einer Stärke von 0,34 signifikant positiv (Tab. 2.2b, Zeile 15). Auch die Residualvarianz ist auf der Individualebene hochgradig signifikant (Tab. 2.2b, Zeile 19). Auf der Kontextebene ist der direkte Effekt von GDP auf PA nicht signifikant (Tab. 2.2b, Zeile 27), während der andere direkte Effekt von GDP, der auf LEZU ausgerichtet ist, sehr wohl signifikant und substantziell bedeutsam ist (Tab. 2.2b, Zeile 24). Auch der direkte Effekt von PA auf LEZU ist auf der L2-Ebene signifikant positiv ausgeprägt (Tab. 2.2b, Zeile 25). Je höher die durchschnittliche positive Affektausprägung in einem Land ist, umso höher ist auch die länderspezifische durchschnittliche Lebenszufriedenheit.

Welche Effekte werden hinsichtlich des Zusammenhangs von direkten, indirekten und totalen Einflüssen geschätzt? Auf der L1-Ebene können solche Effekte entsprechend unserer Modellspezifikation überhaupt nicht beobachtet werden. Die diesbezügliche Sektion des Outputs ist dementsprechend “leer” (Tab. 2.2b, Zeilen 85-86). Auf der L2-Ebene beträgt der totale Effekt von GDP auf LEZU signifikant 1.71 (Zeile 90). Der Schätzwert unterscheidet sich damit nur sehr wenig von der Stärke des direkten Effekts von GDP auf LEZU (Zeilen 99-100), da der indirekte Pfad von GDP über PA nach LEZU nur sehr schwach und nicht-signifikant ausgeprägt ist (Zeile 91).

In den Zeilen 36-63 und 102-131 werden die vollständig standardisierten Parameterschätzwerte ausgegeben (dafür werden unabh. und abhängige Variablen stets standardisiert). Dabei erweist sich z.B., dass die direkten Effekte von GDP und PA auf LEZU mit Werten von 1,78 und 0,67 (Zeilen 23-25) bei Berechnung von standardisierten Effekten mit Werten von 0,56 und 0,67 nur noch sehr gering unterschiedlich sind (Zeilen 53-55).

Tab. 2.2a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 2.2

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-2.2 (mit Kausalanalyse, mit analytischem L2-AggregatPrädiktor)
3
4   mit L1/L2-Prädiktor: "PA" (metrisch)
5   mit L2-Prädiktor: "gdp" (metrisch)
6   mit random intercepts
7   mit fixed slopes (PA)
8
9 DATA:
10  File is kultur.dat;
11
12 VARIABLE:
13  NAMES ARE  NATION  L1_ID  SEX  AUF_E  KLA_E  AUF_F
14  KLA_F  LEZU  PA  NA  BAL  IC
15  GDP  AUF_E_ME  KLA_E_ME  AUF_F_ME  KLA_F_ME  LEZU_MEA
16  PA_MEAN  NA_MEAN  BAL_MEAN  PA_ZEN  GDP_ZEN ;
17
18  MISSING ARE . ;
19
20  USEVARIABLES ARE
21    nation ! nation ist die Cluster-Variable
22    lezu  ! lezu ist die abh. Y-Variable
23    pa
24    gdp ;
25
26  BETWEEN ARE gdp; ! gdp wird als L2-Prädiktor definiert
27
28  CLUSTER=nation; ! nation wird als Clustervariable definiert
29
30 DEFINE:
31   ! Zentrierung der Kovariate:
32   CENTER gdp (GRANDMEAN);
33
34 ANALYSIS:
35  TYPE = TWOLEVEL;  ! da hier der Typ "RANDOM" fehlt,
36                   ! werden nur "fixed effects" geschätzt
37  ESTIMATOR = mlr;
38
39 MODEL:
40  %WITHIN%
41    lezu ON pa;  ! fixed effects
42  %BETWEEN%
43    lezu ON gdp pa;
44    pa ON gdp;
45
46  MODEL INDIRECT:
47    lezu IND gdp;
48
49 OUTPUT:
50  sampstat stdyx;

```

Tab. 2.2b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 2.2 (ausgewählte Bereiche)

1	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables				
2	Intraclass		Intraclass		
3	Variable	Correlation	Variable	Correlation	
4					
5	LEZU	0.185	PA	0.133	
6	<hr/>				
7	MODEL RESULTS				
8					
9				T wo-Tailed	
10	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value	
11					
12	Within Level				
13					
14	LEZU	ON			
15	PA	0.349	0.018	19.312	0.000
16	Variances				
17	PA	1.820	0.061	29.669	0.000
18	Residual Variances				
19	LEZU	1.007	0.034	29.859	0.000
20					
21	Between Level				
22					
23	LEZU	ON			
24	GDP	1.788	0.295	6.055	0.000
25	PA	0.671	0.077	8.671	0.000
26	PA	ON			
27	GDP	-0.103	0.397	-0.260	0.795
28	Intercepts				
29	LEZU	0.743	0.431	1.725	0.084
30	PA	5.444	0.086	63.650	0.000
31	Residual Variances				
32	LEZU	0.071	0.017	4.207	0.000
33	PA	0.279	0.062	4.498	0.000
34	<hr/>				
35					
36	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
37					
38	STDYX Standardization				
39				T wo-Tailed	
40	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value	
41					
42	Within Level				
43					
44	LEZU	ON			
45	PA	0.425	0.022	18.976	0.000
46	Variances				
47	PA	1.000	0.000	999.000	999.000
48	Residual Variances				
49	LEZU	0.819	0.019	43.016	0.000
50					
51	Between Level				
52					

53	LEZU	ON				
54	GDP		0.567	0.091	6.236	0.000
55	PA		0.671	0.078	8.572	0.000
56	PA	ON				
57	GDP		-0.033	0.127	-0.258	0.796
58	Intercepts					
59	LEZU		1.406	0.895	1.572	0.116
60	PA		10.296	1.129	9.120	0.000
61	Residual Variances					
62	LEZU		0.253	0.080	3.174	0.002
63	PA		0.999	0.008	120.660	0.000
64						
65	R-SQUARE					
66						
67	Within Level					
68						
69	Observed					T wo-Tailed
70	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.		P-Value
71	LEZU	0.181	0.019	9.488		0.000
72						
73	Between Level					
74						
75	Observed					T wo-Tailed
76	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.		P-Value
77	LEZU	0.747	0.080	9.384		0.000
78	PA	0.001	0.008	0.129		0.897
79						
80	TOTAL, TOTAL INDIRECT, SPECIFIC INDIRECT, AND DIRECT EFFECTS					
81						
82						T wo-Tailed
83		Estimate	S.E.	Est./S.E.		P-Value
84						
85	WITHIN					
86						
87	BETWEEN					
88						
89	Effects from GDP to LEZU					
90	Total	1.719	0.427	4.028		0.000
91	Total indirect	-0.069	0.267	-0.259		0.796
92						
93	Specific indirect 1					
94	LEZU					
95	PA					
96	GDP	-0.069	0.267	-0.259		0.796
97						
98	Direct					
99	LEZU					
100	GDP	1.788	0.295	6.055		0.000
101						
102	STANDARDIZED TOTAL, TOTAL INDIRECT, SPECIFIC INDIRECT, AND DIRECT EFFECTS					
103						
104	STDYX Standardization					
105						
106						

				T wo-Tailed	
	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value	
107					
108					
109					
110	WITHIN				
111					
112	Effects from GDP to LEZU				
113					
114	Total	0.000	0.000	0.000	1.000
115	Total indirect	0.000	0.000	0.000	1.000
116					
117	BETWEEN				
118					
119	Effects from GDP to LEZU				
120					
121	Total	0.545	0.108	5.045	0.000
122	Total indirect	-0.022	0.086	-0.254	0.799
123					
124	Specific indirect 1				
125	LEZU				
126	PA				
127	GDP	-0.022	0.086	-0.254	0.799
128					
129	Direct				
130	LEZU				
131	GDP	0.567	0.091	6.236	0.000
132					

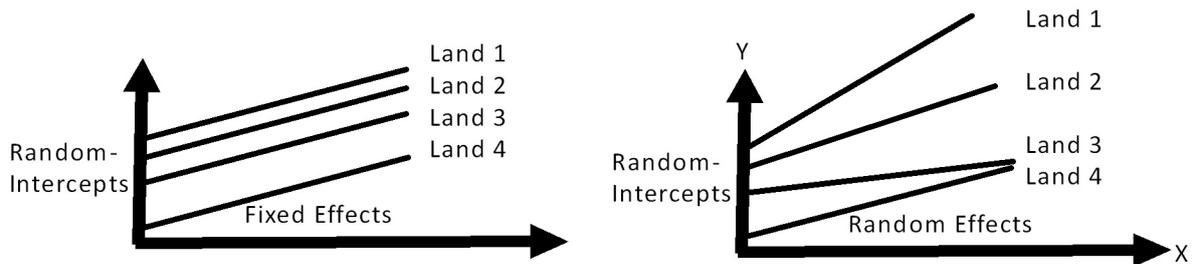
2 Komplexere Modelle

(mit “random intercepts”, “fixed effects”, “random effects”)

Modell 3

Die zuvor vorgestellten Modelle 1 bis 2.2 wurden ohne Random-Effekte und nur mit Fixed-Effekten spezifiziert. Das soll nunmehr geändert werden. Zumindest ein Effekt wird bei den folgenden Modellen als Random-Effekt spezifiziert. Was das bedeutet, wird schnell ersichtlich, wenn man die beiden Grafiken in Abbildung B1 miteinander vergleicht. Bei einem Random-Effekt hat jede Makroeinheit ihre eigene Effektstärke bzw. ihre eigene Steigung der Regressionsgeraden (Slope) (rechte Grafik), während bei Fixed-Effekten alle Makroeinheiten den gleichen Slope aufweisen (linke Grafik).

Abb. B1: “Random Intercepts”, “Fixed Effects” und “Random Effects”

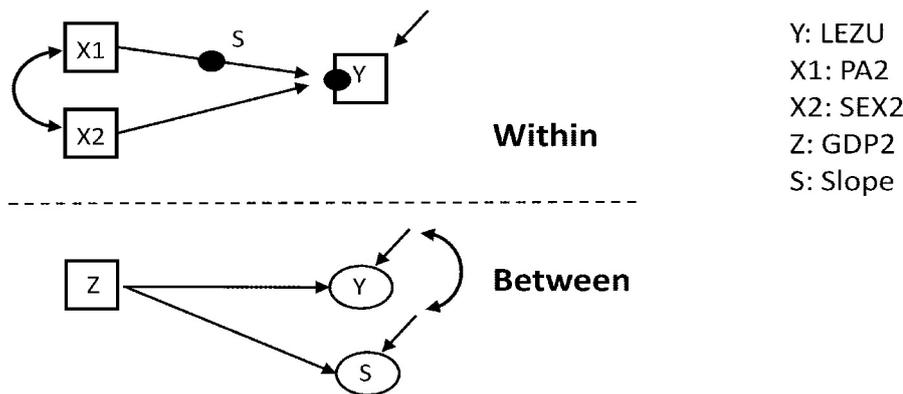


Zum Folgenden sollte die Abbildung 3 herangezogen werden: Das mit einem Random-Effekt ausgestattete Modell 3 unterscheidet sich dadurch von Modell 2, dass der Effekt von X_1 (bzw. PA2) auf Y (bzw. LEZU) nicht konstant ist, sondern zwischen den Makroeinheiten variiert, sodass dieser ein Random-Effekt wird (zusätzlich enthält Modell 3 einen weiteren Effekt von Z auf S , was aber die Modellstruktur nicht wesentlich verändert). Mithin zeigt die folgende Abbildung 3 auch eine ähnliche Modellstruktur wie Abbildung 2. Der zentrale Unterschied ist der fett eingezeichnete Punkt “S” auf der Regressionsgeraden von X_1 zu Y . Dieser soll nach der Mplus-Logik besagen, dass der Regressionskoeffizient (bzw. der “Slope”) des Effekts von X_1 auf Y nicht konstant (“fixed”) ist, sondern auf der Kontextebene variiert, also ein “random slope” ist.

Von daher ist der Effekt von Z auf S auch ein “cross-level-Effekt”. Denn Z ist eine L2-Variable und beeinflusst S , wobei S im Within-Teilmodell diejenige variierende Regressionsstärke ist, mit der die L1-Variable X_1 die L1-Variable Y beeinflusst.

Der zweite, fett-gezeichnete Punkt bei Y im Within-Teilmodell symbolisiert, dass das Intercept von Y zwischen den verschiedenen L2-Kontexten variiert und deshalb ein “random intercept” ist.

Abb. 3: Graphische Skizze der Struktur von Modell 3
(Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Die Abbildung 3 zeigt, dass nur der Effekt von X1 (PA2) auf Y (LEZU) nicht aber der Effekt von X2 (SEX2) auf Y variierende Slopes aufweist. Allerdings weisen die Pfeile von X1 (PA2) und X2 (SEX2) auf Y (LEZU) an ihrer Spitze einen fett geschwärtzten Punkt auf, was darauf hinweisen soll, dass die Random-Intercepts der Regressionen von LEZU auf PA2 und SEX2 nicht konstant sind, sondern zwischen den Kontexteinheiten variieren, mithin also als "random intercepts" verstanden werden sollen.

In der folgenden Tabelle 3a wird der zur Schätzung von Modell 3 notwendige Mplus-Inputfile aufgelistet. In der daran anschließenden Tabelle 3b werden sodann die wichtigsten Mplus-Ergebnisse nach Schätzung von Modell 3 vorgestellt.

Die Anweisung zur Schätzung von Random-Slopes wird in Zeile 50 von Tabelle 3a gegeben. Dort wird der Mplus-Schätzung mit dem Unterbefehl "RANDOM" die Anweisung gegeben, dass ein Zwei-Ebenen-Modell ("TWOLEVEL") geschätzt werden soll, das zumindest einen Random-Effekt enthält. Welcher Effekt als "random" geschätzt werden soll, wird in Zeile 54 festgelegt. Dazu wird links vom bekannten Regressionsbefehl "lezu ON pa2" ein Vertikal-Strich gesetzt und wird wiederum links von diesem Strich dem Slope einen Namen gegeben, hier also: "S | lezu ON pa2". Sodann können in Zeile 61 der latente Random-Effekt "S" und die latenten Random-Intercepts "LEZU" als abhängige Größen von GDP2 spezifiziert werden. Zudem kann mit dem Befehl in Zeile 62 die Korrelation zwischen den Residuen, die durch die linearen Regressionen von S und LEZU auf GDP2 entstanden sind (Zeile 61), angefordert werden.

Unabhängig von dem Random-Effekt von PA2 auf LEZU bleibt im Modell der Fixed-Effekt von SEX2 auf LEZU erhalten (Zeile 56).

Die geschätzten Parameter von Modell 3 werden in Tabelle 3b, Zeile 9 bis 36 aufgelistet. Generell gilt, dass der Fit der Modellschätzung 3 zwar nicht wesentlich, jedoch etwas besser ist als derjenige von Modell 2. Im Durchschnitt von AIC, BIC, BICadj. (Tab. 3b, Zeile 4-7) ist der Fit von Modell 3 um 6 Punkte besser als der von Modell 2.

Die einzelnen geschätzten Parameter von Modell 3 sind etwas schwierig zu interpretieren. Wir wählen zur Interpretation deshalb die von uns vorgeschlagene Darstellungsweise der Ergebnisse von Mehrebenenmodellen, die wir in SISS-51 vorgestellt haben (Urban 2022: 23).

Die folgende Abbildung 3.1 entspricht der in SISS-51 abgedruckten Abbildung 14.3 (SISS-51, S. 144). Unser Modell 3 ist mithin identisch mit dem in SISS-51 vorgestellten Modell 14. Bei der Interpretation von Abbildung 3.1 ist zu beachten, dass die dort eingezeichneten Pfeile keine Effekte markieren, sondern nur die zwei Seiten einer Gleichung miteinander verknüpfen und deshalb am besten mit "... gleich ..." zu lesen sind.

Abb. 3.1: Graphische Skizze der Schätzergebnisse von Modell 3 (bzw. von Modell 14)¹²

$$\begin{aligned} \text{LEZU}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{PA2}_{ij}) + \beta_{2j}(\text{SEX2}_{ij}) + e_{ij} \\ &= \gamma_{20} + \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{GDP2}_j) + u_{1j} \\ &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{GDP2}_j) + u_{0j} \end{aligned}$$

β : beta Y: LEZU
 γ : gamma X1: PA2
 X2: SEX2
 Z: GDP2

-0,006(ns)

Die Markierung der Schätzwerte mit *** bedeutet, dass diese als hochsignifikant ($p=0,000$) anzusehen sind. Eine schwache Signifikanz ist mit * gekennzeichnet (z.B. $0,061^*$). Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit $> 0,05$ und damit bei einer nicht vorhandenen Signifikanz wird der entsprechende Schätzwert mit (ns) gekennzeichnet.

Folgende Schätzergebnisse zu Modell 3 sind wichtig:

Das Intercept der Gleichung zur Schätzung von LEZU bzw. der Durchschnittswert von LEZU beträgt dann, wenn alle Prädiktoren einen Wert von 0 aufweisen: 3,76 (LEZU-Skala: 1 bis 7) (Tab. 3b, Zeile 31). Da alle Prädiktoren dichotomisiert wurden (Tab. 3a, Zeilen 37-47), ist dies dann der Fall, wenn der dichotomisierte L1-Prädiktor PA2 (0/1) einen unterdurchschnittlichen Wert aufweist, und wenn der dichotomisierte L1-Prädiktor SEX2 (0/1) die Ausprägung "männlich" annimmt und wenn der dichotomisierte L2-Prädiktor GDP2 (0/1) einen unterdurchschnittlichen Wert hat.

Das geschätzte mittlere Niveau von LEZU ($=3,76$, s.o.) erhöht sich signifikant um 0,45 Punkte, wenn die Befragten aus Ländern mit überdurchschnittlichen GDPs kommen (Tab. 3b, Zeile 25).

Wenn PA2 von 0 auf 1 ansteigt (von unterdurchschnittlich auf überdurchschnittlich), vergrößert sich LEZU signifikant um 0,71 Punkte (Tab. 3b, Zeile 32). Diese Punktzahl erhöht sich noch einmal um 0,09 Punkte, wenn GDP2 von 0 auf 1 ansteigt (von unterdurchschnittlich auf überdurchschnittlich) (ibid., Zeile 23). Dies wäre ein cross-level-Effekt. Allerdings ist der Zuschlag von 0,09 Punkten nicht signifikant und deshalb gibt es bezüglich des PA2-Prädiktors keinen von GDP2 ausgehenden cross-level-Effekt.

¹² Das hier als "Modell 3" bezeichnete Modell wird in SISS-51 als "Modell 14" erläutert.

Wenn SEX2 von 0 auf 1 ansteigt (von männlich auf weiblich), vergrößert sich LEZU signifikant um 0,14 Punkte (ibid., Zeile 16). Frauen haben also einen signifikant höheren LEZU-Wert als Männer. Dieser Effekt ist fixed d.h. er gilt für alle analysierten Länder.

Der Effekt von PA2 auf LEZU (0,71) ist hochsignifikant (ibid., Zeile 32) und bei GDP2=0 um ca. fünfmal stärker als der hochsignifikante Effekt von SEX2 auf LEZU (0,14) (ibid. Zeile 16). Der hochsignifikante Effekt von GDP2 auf LEZU (0,45) (ibid., Zeile 25) ist um ca. ein Drittel schwächer als der Effekt von PA2 (0,71). Es gilt also:

$$\text{Effekt(PA2)} > \text{Effekt(GDP2)} > \text{Effekt(SEX2)}.$$

Dieser Vergleich ist möglich, weil alle L1- und L2-Prädiktoren dichotomisiert wurden (Tab. 3a, Zeilen 37-47).

Die Schätzungen der ungebundenen L1-Varianz (1,086)(Tab. 3b, Zeile 18) und der ungebundenen L2-Varianz (0,139) (ibid., Zeile 35) sind hochsignifikant, sodass in die Modellschätzung (unter rein statistischen Gesichtspunkten) noch weitere "erklärende" Prädiktoren aufgenommen werden könnten.

Die Varianz des Random-Effekts von PA2 auf LEZU ist hochsignifikant (Tab. 3b, Zeile 36). Der Effekt (bzw. der Slope) von PA2 auf LEZU verändert sich somit von Land zu Land.

Viele Modellannahmen, die für eine ML-Schätzung des Modells 03 gelten sollten (z.B. Abwesenheit von Multikollinearität u.a.) wurden hier aus Zeitgründen nicht untersucht, müssen allerdings bei einer qualitativ hochstehenden ML-Modellschätzung zusätzlich getestet werden (vgl. dazu SISS-51, Kap. A2).

Tab. 3a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 3

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-03
3   mit L1-Prädiktor: "PA2" (dichotom, Mediansplit)
4   mit L1-Prädiktor: "SEX2" (dichotom, w=1, anderes=0)
5   mit L2-Prädiktor: "GDP2" (dichotom, Mediansplit)
6   mit random intercepts (LEZU)
7   mit fixed slopes (SEX2 -> LEZU)
8   mit random slopes (PA2 -> LEZU), S=Slopes
9
10 DATA:
11   File is kultur.dat;
12
13 VARIABLE:
14   NAMES ARE   NATION   L1_ID   SEX   AUF_E   KLA_E   AUF_F
15   KLA_F   LEZU   PA   NA   BAL   IC
16   GDP   AUF_E_ME   KLA_E_ME   AUF_F_ME   KLA_F_ME   LEZU_MEA
17   PA_MEAN   NA_MEAN   BAL_MEAN   PA_ZEN   GDP_ZEN ;
18
19 MISSING ARE . ;
20
21 USEVARIABLES ARE
22   nation ! nation ist die Cluster-Variable
23   lezu  ! lezu ist die abh. Y-Variable
24   pa2  ! L1-Prädiktor
25   sex2 ! L1-Prädiktor
26   gdp2; ! L2-Prädiktor
27
28 WITHIN ARE pa2 sex2; ! pa2 + sex2 werden als L1-Prädiktoren definiert
29 BETWEEN ARE gdp2; ! definiert gdp2 als L2-Prädiktor
30 CLUSTER=nation;
31
32 DEFINE:
33   ! hier könnte die Zentrierung der Kovariaten erfolgen:
34   ! CENTER pa2 sex2 (GRANDMEAN);
35   ! wird aber nicht benutzt, da 1/0-Dichotomisierung erfolgt
36
37   ! bei SEX statt 1/2 nunmehr 0/1-Dichotomisierung
38   IF(sex EQ 1) THEN sex2=0; ! 0=männl, 1=weibl
39   IF(sex EQ 2) THEN sex2=1;
40
41   ! hier kommt Mediansplit von PA
42   IF(pa LE 5.67 )THEN pa2=0;
43   IF(pa GT 5.67) THEN pa2=1;
44
45   ! hier kommt der Mediansplit von GDP
46   IF(gdp LE .74 )THEN gdp2=0;
47   IF(gdp GT .74) THEN gdp2=1;
48
49 ANALYSIS:
50   TYPE = TWOLEVEL RANDOM; ! Option "random" wird gebraucht,
51       ! wenn random slopes geschätzt werden sollen
52
53 MODEL: %WITHIN%

```

```

54 s | lezu ON pa2 ; ! Schätzung von random effects bzw. Slopes
55           ! von PA2 -> LEZU / S=Slopes
56 lezu ON sex2 ; ! Schätzung von fixed effect
57 ! pa2 WITH sex2 sollte nicht angegeben werden,
58           ! da nicht Bestandteil des Schätz-Modells
59
60 %BETWEEN%
61 lezu s ON gdp2; ! Regressionen: GDP2 -> LEZU, GDP2 -> S
62 lezu WITH s; ! Korrelation zwischen den Residuen von lezu und s
63
64 OUTPUT:
65 sampstat;
66 ! standardized ist nur bei ESTIMATOR=BAYES möglich;

```

Tab. 3b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 3 (ausgewählte Bereiche)

```

1 MODEL FIT INFORMATION
2 Information Criteria
3
4 Akaike (AIC) 20404.535
5 Bayesian (BIC) 20466.126
6 Sample-Size Adjusted BIC 20437.526
7 (n* = (n + 2) / 24)
8
9 MODEL RESULTS
10
11 Estimate S.E. Est./S.E. T wo-Tailed
12 P-Value
13 Within Level
14
15 LEZU ON
16 SEX2 0.141 0.033 4.210 0.000
17 Residual Variances
18 LEZU 1.086 0.034 31.791 0.000
19
20 Between Level
21
22 S ON
23 GDP2 0.096 0.078 1.226 0.220
24 LEZU ON
25 GDP2 0.458 0.124 3.685 0.000
26
27 LEZU WITH
28 S -0.006 0.013 -0.505 0.614
29
30 Intercepts
31 LEZU 3.761 0.094 39.928 0.000
32 S 0.717 0.067 10.720 0.000
33
34 Residual Variances
35 LEZU 0.139 0.030 4.707 0.000
36 S 0.034 0.013 2.651 0.008

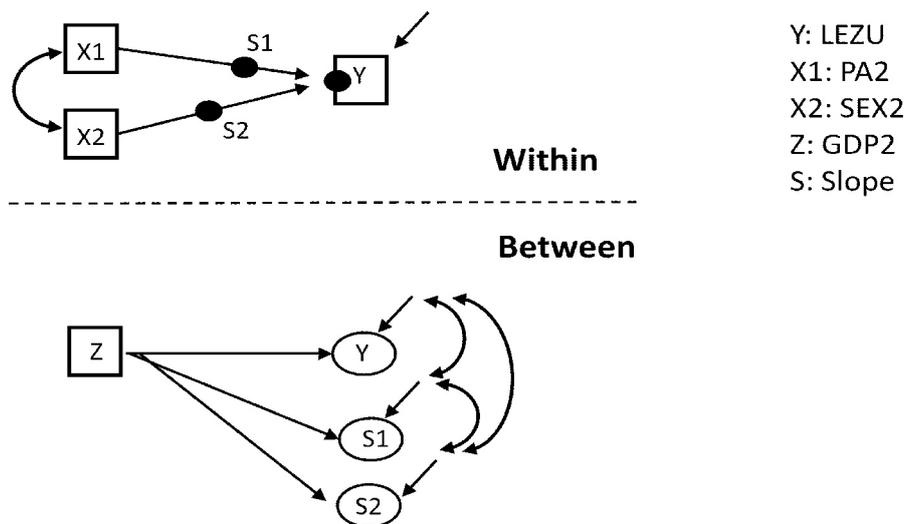
```

Modell 4

Der in Modell 3 geschätzte SEX2-Effekt könnte auch noch dahingehend modifiziert werden, dass SEX2 einen variierenden Effekt auf LEZU hat und die Stärke des Effekts von der Kollektiveigenschaft GDP2 der hier untersuchten 40 Länder abhängt (wie wenig plausibel diese Annahme auch immer sein mag).

Im folgenden Modell 4 soll die Gültigkeit einer solchen Annahme untersucht werden. Die diesbezüglich erweiterte Modellstruktur wird in Abbildung 4 aufgezeigt. Das Modell 4 unterscheidet sich demnach nur dadurch von Modell 3, dass der Effekt von SEX2 nunmehr ein Random-Effekt ist, was in Abbildung 4.1 durch den zusätzlichen schwarzen Punkt bei S2 deutlich gemacht wird.

Abb. 4: Graphische Skizze der Struktur von Modell 4 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Die Parameter von Modell 4 werden mittels des folgenden Mplus-Inputfile (Tab. 4a) geschätzt. In der anschließenden Tabelle 4b werden Ausschnitte aus dem Output der Modellschätzung 4 gezeigt. Das Modell 4 ist identisch mit dem Modell 12 in SISS-51 (Urban 2022: 122-131.).

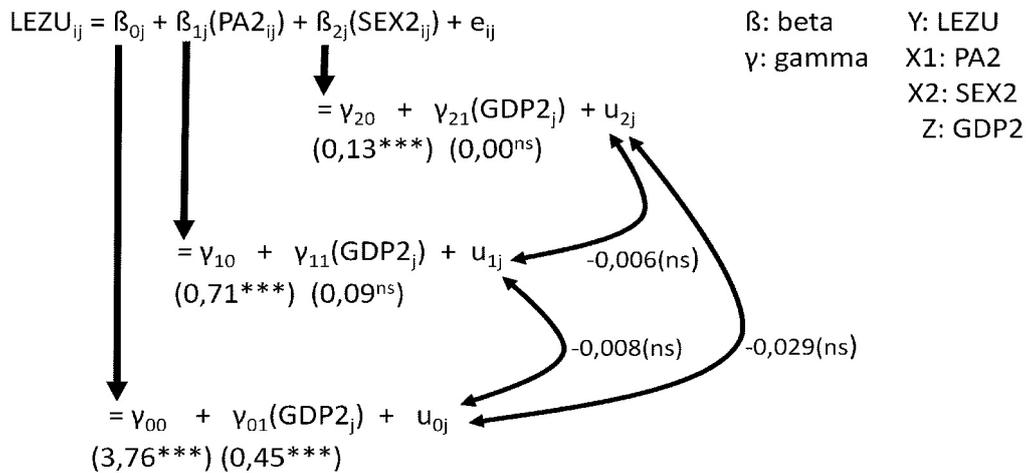
Ein Vergleich der Fit-Maße von Modell 3 (Tab. 3b, Zeilen 4-6) mit denjenigen von Modell 4 (Tab. 4b, Zeilen 3-5) zeigt, dass das Modell 4 einen schlechteren Fit aufweist als das Modell 3. Wenn wir uns also für ein Modell entscheiden müssten, würden wir uns für Modell 3 entscheiden. Trotzdem wollen wir zu Übungszwecken im Folgenden einen Blick auf Modell 4 werfen:

Die folgende Abbildung 4.1 benutzt wieder die bereits oben erläuterte Darstellungsweise, um die Ergebnisse der Modellschätzung 4 verständlich zu machen. Nach der Modellschätzung 4 hat der Kollektiv-Prädiktor GDP2 keinen bedeutsamen Einfluss auf den Slope von SEX2. Der Effekt von GDP2 auf β_{2j} beträgt lediglich 0,005 (unstandardisiert) und ist hochgradig nicht-signifikant ($P=0.941$) (vgl. Tab. 4b, Zeile 20). Auch die Varianz von β_{2j} ist gering und nicht signifikant ($\text{Var}(u_{2j})=0,012$; $P=0,175$; Tab 4b, Zeile 39). Die oben (zu Anfang der Erörterung von Modell 4) formulierte Annahme hinsichtlich einer möglichen Relevanz von GDP2 für

$\beta_{2j}(\text{SEX2})$ muss also klar zurückgewiesen werden: GDP2 hat keine Bedeutung für $\beta_{2j}(\text{SEX2})$. Und $\beta_{2j}(\text{SEX2})$ variiert auch nur sehr gering zwischen den hier untersuchten 40 Ländern.

Im Übrigen ist auch der Effekt von GDP2 auf $\beta_{1j}(\text{PA2})$ sehr klein (unstandardisiert!) und nicht signifikant (vgl. Tab. 4b, Zeile 17). GDP2 scheint nach diesem Modell nur den Sockelbetrag von LEZU bzw. das Intercept von LEZU zu beeinflussen (ibid., Zeile 23).

Abb. 4.1: Graphische Skizze der Schätzergebnisse von Modell 4 (bzw. von Modell 12)¹³



¹³ Das hier als "Modell 4" bezeichnete Modell wird in SISS-51 als "Modell 12" erläutert.

Tab. 4a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 4

```

1 TITLE:
2   Modell MLA2-04
3   mit L1-Prädiktor: "PA2" (dichotom, Mediansplit)
4   mit L1-Prädiktor: "SEX2" (dichotom, w=1, anderes=0)
5   mit L2-Prädiktor: "gdp2" (dichotom, Mediansplit)
6   mit random intercepts (LEZU)
7   mit random slopes (SEX2 -> LEZU), S2=Slopes
8   mit random slopes (PA2 -> LEZU), S1=Slopes
9
10 DATA:
11   File is kultur.dat;
12
13 VARIABLE:
14   NAMES ARE   NATION   L1_ID   SEX     AUF_E   KLA_E   AUF_F
15   KLA_F   LEZU   PA     NA     BAL     IC
16   GDP     AUF_E_ME KLA_E_ME AUF_F_ME KLA_F_ME LEZU_MEA
17   PA_MEAN NA_MEAN  BAL_MEAN PA_ZEN  GDP_ZEN ;
18
19 MISSING ARE . ;
20
21 USEVARIABLES ARE
22   nation ! nation ist die Cluster-Variable
23   lezu  ! lezu ist die abh. Y-Variable
24   pa2   ! L1-Prädiktor
25   sex2  ! L1-Prädiktor
26   gdp2; ! L2-Prädiktor
27
28 WITHIN ARE pa2 sex2; ! pa2 + sex2 werden als L1-Prädiktoren definiert
29 BETWEEN ARE gdp2; ! definiert gdp2 als L2-Prädiktor
30 CLUSTER=nation;
31
32 DEFINE:
33   ! hier könnte die Zentrierung der Kovariaten erfolgen:
34   ! CENTER pa2 sex2 (GRANDMEAN);
35   ! wird aber nicht benutzt, da 1/0-Dichotomisierung erfolgt
36
37   ! bei SEX statt 1/2 nunmehr 0/1-Dichotomisierung
38   IF(sex EQ 1) THEN sex2=0; ! 0=männl, 1=weibl
39   IF(sex EQ 2) THEN sex2=1;
40
41   ! hier kommt Mediansplit von PA
42   IF(pa LE 5.67 )THEN pa2=0;
43   IF(pa GT 5.67) THEN pa2=1;
44
45   ! hier kommt der Mediansplit von GDP
46   IF(gdp LE .74 )THEN gdp2=0;
47   IF(gdp GT .74) THEN gdp2=1;
48
49 ANALYSIS:
50   TYPE = TWOLEVEL RANDOM; ! Option "random" wird gebraucht,
51   ! damit random slopes geschätzt werden
52
53

```

```

54 MODEL:
55
56   %WITHIN%
57   s1 | lezu ON pa2 ; ! Schätzung von random effects bzw. Slopes
58       ! von PA2 -> LEZU / S1=Slopes
59
60   s2 | lezu ON sex2 ;! Schätzung von random effects bzw. Slopes
61       ! von SEX2 -> LEZU / S2=Slopes
62
63   ! pa2 WITH sex2   sollte nicht angegeben werden,
64   !                 da nicht Bestandteil des Schätz-Modells
65
66   %BETWEEN%
67   lezu s1 s2 ON gdp2; ! Regressionen: GDP2 -> LEZU, GDP2 -> S1,GDP2 -> S2
68
69   lezu WITH s1;    ! Korrelationen zwischen den Residuen von lezu und s
70   lezu WITH s2;
71   s1 WITH s2;
72
73 OUTPUT:
74   sampstat;
75   ! standardized ist nur bei ESTIMATOR=BAYES möglich;

```

Tab. 4b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 4 (ausgewählte Bereiche)

1	MODEL FIT INFORMATION				
2	Information Criteria				
3	Akaike (AIC)		20405.241		
4	Bayesian (BIC)		20494.206		
5	Sample-Size Adjusted BIC		20452.895		
6	(n* = (n + 2) / 24)				
7					
8	MODEL RESULTS				
9				T wo-Tailed	
10		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
11	Within Level				
12	Residual Variances				
13	LEZU	1.083	0.034	31.749	0.000
14					
15	Between Level				
16	S1	ON			
17	GDP2	0.097	0.078	1.248	0.212
18					
19	S2	ON			
20	GDP2	0.005	0.071	0.074	0.941
21					
22	LEZU	ON			
23	GDP2	0.452	0.141	3.216	0.001
24					
25	LEZU	WITH			
26	S1	-0.008	0.013	-0.637	0.524
27	S2	-0.029	0.016	-1.814	0.070

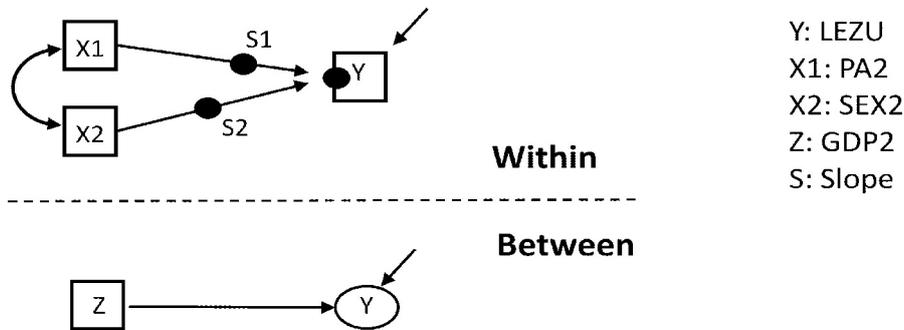
28	S1	WITH				
29	S2		0.006	0.009	0.668	0.504
30						
31		Intercepts				
32	LEZU		3.768	0.099	38.090	0.000
33	S1		0.714	0.067	10.699	0.000
34	S2		0.137	0.052	2.616	0.009
35						
36		Residual Variances				
37	LEZU		0.165	0.038	4.370	0.000
38	S1		0.033	0.012	2.681	0.007
	S2		0.012	0.009	1.356	0.175

Modell 5

Da sich bei der Schätzung von Modell 4 ergeben hat, dass der Effekt von GDP2 auf β_{1j} (PA2) bzw. auf S1 sowie der Effekt von GDP2 auf β_{2j} (SEX2) bzw. auf S2 unbedeutsam ist, wäre es sinnvoll, das Modell ohne diese beiden Effekte jedoch mit Random-Slopes zu schätzen.

Wir wollen diese Schätzung in aller Kürze hier verdeutlichen und beginnen mit der Abbildung der Mplus/SEM-Struktur von Modell 5.

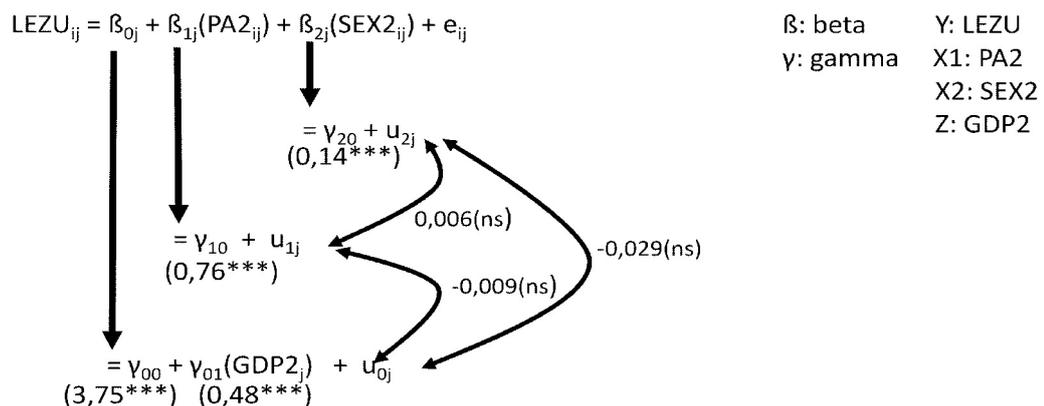
Abb. 5: Graphische Skizze der Struktur von Modell 5 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Der Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 5 ist weitgehend identisch mit dem Inputfile zu Modell 4, sodass wir in Tabelle 5a nur den hinteren Teil des Files wiedergeben.

Die fixen Ergebnisse der Schätzung werden in Tabelle 5b und in Abbildung 5.1 vorgestellt. Sie sind weitgehend identisch oder sehr ähnlich den Ergebnissen von Modell 4. Auch nahezu alle geschätzten Varianzen (von Residuen und Slopes) sind signifikant und zeugen von einer deutlichen Variation der geschätzten Parameter über die 40 untersuchten Länder hinweg. Nur die Varianz des Slope von SEX2 ist mit $P=0,176$ nicht signifikant (Tab. 5b, Zeile 38), was wir auch schon in der Modellschätzung 4 herausgefunden und erörtert haben. Somit werden aufgrund ihrer großen Nähe zu den Resultaten aus Schätzung 4 die Schätzergebnisse von Modell 5 im Folgenden nicht noch einmal im einzelnen diskutiert.

Abb. 5.1: Graphische Skizze der Schätzergebnisse von Modell 5



Tab. 5a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 5 (nur hinterer Teil)

wie Tab. 4a, Zeilen 1-47

```

1 ANALYSIS:
2   TYPE = TWOLEVEL RANDOM; ! Option "random" wird gebraucht,
3                           ! damit random slopes geschätzt werden
4 MODEL:
5   %WITHIN%
6     s1 | lezu ON pa2 ; ! Schätzung von random effects bzw. Slopes
7                       ! von PA2 -> LEZU / S1=Slopes
8     s2 | lezu ON sex2 ;! Schätzung von random effects bzw. Slopes
9                       ! von SEX2 -> LEZU / S2=Slopes
10    ! pa2 WITH sex2    sollte nicht angegeben werden,
11    !                  da nicht Bestandteil des Schätz-Modells
12
13    %BETWEEN%
14    lezu ON gdp2; ! Regression: GDP2 -> LEZU
15    lezu WITH s1; ! Korrelationen zwischen den Residuen von lezu, s1, s2
16    lezu WITH s2;
17    s1 WITH s2;
18
19 OUTPUT:
20    sampstat;
21    ! standardized ist nur bei ESTIMATOR=BAYES möglich;

```

Tab. 5b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 5 (ausgewählte Bereiche)

```

1 MODEL FIT INFORMATION
2
3 Information Criteria
4   Akaike (AIC)           20402.679
5   Bayesian (BIC)        20477.957
6   Sample-Size Adjusted BIC  20443.001
7   (n* = (n + 2) / 24)
8
9 MODEL RESULTS
10
11           Estimate   S.E.   Est./S.E.   T wo-Tailed
12           P-Value
13 Within Level
14 Residual Variances
15 LEZU      1.084   0.034   31.738   0.000
16
17 Between Level
18
19 LEZU   ON
20 GDP2   0.481   0.122   3.957   0.000
21
22 LEZU   WITH
23 S1     -0.009   0.014   -0.646   0.518

```

24	S2	-0.029	0.016	-1.802	0.072
25					
26	S1 WITH				
27	S2	0.006	0.009	0.661	0.508
28					
29	Means				
30	S1	0.761	0.040	18.834	0.000
31	S2	0.140	0.033	4.179	0.000
32					
33	Intercepts				
34	LEZU	3.754	0.093	40.353	0.000
35					
36	Variances				
37	S1	0.034	0.012	2.799	0.005
38	S2	0.012	0.009	1.354	0.176
39					
40	Residual Variances				
41	LEZU	0.165	0.038	4.355	0.000

3 Komplexe CFA-Modelle (mit latenten Konstrukten)

Als komplexe Modelle in der Mehrebenenanalyse werden im Folgenden solche Modelle vorgestellt, die latente Konstrukte enthalten und diese mittels Mehr-Indikatoren-Modellen und Mehrebenen-CFA (konfirmatorische Faktorenanalyse) untersuchen. Wenn z.B. Rassismus als sozialwissenschaftliches Konstrukt analysiert werden soll, so ist dafür sicherlich ein Mehr-Indikatoren-Messmodell notwendig, das als personales Einstellungsmuster auf der Mikroebene und als kollektives Einstellungsmuster auf der Makroebene analysiert werden kann. Auf der Mikroebene wird das Modell zwischen Personen variieren, wohingegen es auf der Makroebene zwischen Kollektiven wie z.B. zwischen einzelnen Ländern variieren wird.

Im Folgenden werden wir zur Analyse komplexer Mehrebenenmodelle einen öffentlich zugänglichen Datensatz ("ch73LCFA.DAT") benutzen, der sehr viele Messdaten zum schulischen Leistungsvermögen von Schülern in unterschiedlichen Klassen-Sets enthält. Im Einzelnen betrachtet beinhaltet er die Daten zur Lese- und Mathematikkompetenz von 2720 US-amerikanischen Schülern aus 373 Schulklassen und 148 Schulen.¹⁴ Jede der beiden Kompetenzen wurde mit je drei Indikatoren gemessen (Y1-Y3 und Y4-Y6), deren Werte auf der Basis von standardisierten schulischen Leistungstests ermittelt wurden. Als Indikatoren zur Lesekompetenz (F1) dienen die Variablen:

Wortverständnis (Y1),
Textverständnis (Y2),
sprachliche Textanalyse (Y3).

Als Indikatoren zur Mathematikkompetenz (F2) dienen die Indikatoren:

operatives Rechnen (Y4),
Geometrie (Y5),
Algebra/Funktionen (Y6).

Der Datensatz kann von jedem Interessenten in folgenden Schritten aufgerufen und dann abgespeichert werden:

- 1) in Browser eingeben: "www.routledge.com/9780429060274"
- 2) scollen bis "SupportMaterial" + "Syntax and Data Files (ZIP 4.1 MB)" erscheint und anklicken
- 3) anklicken: "Syntax and Data Files.ZIP"
- 4) doppelt anklicken: "Syntax and Data Files"
- 5) doppelt anklicken: "Chapter 7"
- 6) markieren "ch73LCFA (DAT-Datei)" und über COPY and PASTE in ein Datenverzeichnis exportieren

¹⁴ Die Daten und diesbezügliche Analysemodelle werden beschrieben in: Heck, R. H./Thomas, S.L. (2015).

Modell 6

Im Folgenden wollen wir ein Mehr-Indikatoren-Messmodell zur Ermittlung der schulischen Leistungskompetenz entwickeln, das sowohl auf der Mikroebene (unter Schülern) als auch auf der Makroebene (unter Schulklassen) einsetzbar ist.¹⁵ Unser Vorgehen entspricht dabei im wesentlichen der Methodik einer konfirmativen Faktorenanalyse (CFA) mit einigen MLA-typischen Besonderheiten. Dazu gehören insbesondere die folgenden Anforderungen, die auch in den anschließenden Beispielsmodellen exemplarisch vorgeführt werden:¹⁶

- A1 Mehrebenenanalysen benötigen im Datensatz eine oder mehrere Cluster-Variablen, welche die Zugehörigkeit einzelner Datenfälle zu übergeordneten Makroeinheiten festhalten. Die Cluster-Variable in den folgenden Zwei-Ebenen-Analysen ist "Schulklasse" (im Inputfile als "deptid" bezeichnet).
- A2 Die Metrik eines jeden Mehr-Indikatoren-Faktors muss definiert werden, indem die Faktorladung eines auszuwählenden Indikators auf 1,00 (unstandardisiert) fixiert wird. Im Folgenden sind die dafür ausgewählten Indikatoren "Y1" bzw. "item1" sowie "Y4" bzw. "item4".
- A3 Einzelne Fehlervarianzen können auf 0 fixiert werden, z.B. wenn sie mit einem sehr kleinen oder mit einem negativen Wert geschätzt werden und wenn sie dadurch die Identifikation und die Schätzung eines Modells gefährden (was immer dann geschieht, wenn die Schätzmatrix nicht positiv definiert ist). Im Folgenden ist dies die Fehlervarianz von Indikator "Y2" bzw. "item2" auf der L2-Ebene.
- A4 Einzelne Kovarianzen zwischen den Fehler-Termen eines Mehr-Indikatoren-Modells können zur Schätzung freigegeben werden (aber nicht über die verschiedenen Ebenen der Mehrebenenanalyse hinweg). Im Folgenden ist dies die Kovarianz zwischen der Varianz von Y4 bzw. item4 und der Varianz von Y5 bzw. item6 auf der L1-Ebene.
- A5 In der graphischen Repräsentation von Mehrebenenmodellen (nach der Mplus/SEM-Spezifikation) werden im Within-Teilmodell die Random-Intercepts und die Random-Slopes, die im Between-Teilmodell als kontinuierliche latente Variablen betrachtet werden, als schwarz-gefüllte Kreise dargestellt. Vgl. dazu die folgende Abbildung 6, in der die Random-Intercepts der abhängigen Y-Indikatoren mit großen schwarzen Punkten gekennzeichnet sind.
- A6 Im Between-Teilmodell werden in der graphischen Repräsentation von Mehrebenen-Modellen (nach der Mplus/SEM-Spezifikation) die abhängigen Variablen und die Slopes als latente Variablen aufgenommen und somit nicht als Rechtecke, sondern als ovale Kreise dargestellt. Vgl. dazu die ovalen Y-Kreise im Between-Teilmodell der folgenden Abbildung 6.
- A7 In der MLA-CFA können einzelne Faktorenladungen als invariant über mehrere Ebenen der Mehrebenenschätzung definiert werden. Dies geschieht in der folgenden Abbildung 6 zwischen den Faktorladungen auf der L1- und L2-Ebene und wird dort mit der Bezeichnung: *= gekennzeichnet. So wird z.B. die Faktorladung von Y2 im L1-Teilmodell und im L2-Teilmodell mit dem gleichen Wert geschätzt.
- A8 Die Modellstruktur und die Modellvariablen können zwischen den Teilmodellen des MLA-Modells gleich oder ungleich sein. In Modell 6 (vgl. Abb. 6) sind die Modellstrukturen und die Modellvariablen in beiden Teilmodellen identisch.

¹⁵ Unser Modell 6 entspricht dem Modell 4 in Kapitel 5 von Heck/Thomas 2015: 168-174.

¹⁶ Die folgende Auflistung übernimmt Inhalte aus: Heck, R.H./Thomas, S.L. (2015), An Introduction to Multilevel Modeling Techniques. MLM and SEM Approaches Using Mplus. (3rd ed.). New York: Routledge. S. 162

Die folgende Abbildung 6 verdeutlicht die Struktur des hier zu testenden Zwei-Ebenen-Modells 6 zur Messung von schulischen Kompetenzen auf Mikro- und Makroebene.

Wir gehen bei Modell 6 von der Annahme aus, dass die Konstrukte (Lesekompetenz und Mathematikkompetenz) und deren Mehr-Indikatoren-Messmodelle äquivalent über die Personen- und über die institutionellen Kontexte der Schulklassen hinweg konstruiert sind (nach A7 und A8). Wir unterstellen somit parallele Faktorstrukturen auf der Individual- und der Kontextebene des Gesamtmodells. Dies muss aber nicht immer so sein (vgl. A8). Die Messmodelle auf den verschiedenen Analyseebenen können sowohl hinsichtlich ihrer Strukturen als auch hinsichtlich der Anzahl und Bedeutung ihrer Indikatoren variieren. So werden wir im Folgenden auch zwei Modelle vorstellen (M8/9), bei denen die Faktorstrukturen und die Anzahl der Indikatoren zwischen L1 und L2 unterschiedlich sind. Deshalb ist immer zu empfehlen, die einzelnen Messmodelle noch vor Spezifikation eines Gesamtmodells separat und explorativ zu testen (vgl. dazu Kleinke et al. 2017: 179-183).

Definiert werden die Konstrukte in Modell 6 durch eine auf 1,00 festgesetzte Faktorenladung (von Y1 und Y4) (nach A2). Für Within- und Between-Teilmodell werden invariante Faktorladungen geschätzt, was bedeutet, dass diese für beide Teilmodelle mit dem gleichen Wert geschätzt werden sollen (nach A7). Dies wird mit der Symbolik *= kenntlich gemacht. Zudem ist die geschätzte Fehlervarianz von Y2 im Between-Teilmodell nahe 0,00, sodass sie auf 0 festgesetzt werden kann (vgl. dazu A3). Auch wird die Kovarianz zwischen den Fehlervarianzen von Y4 und Y5 im Within-Teilmodell aufgrund der Ergebnisse einer Modifikationsanalyse zur Schätzung freigegeben (nach A4) (die Modifikationsanalyse erfolgt in Mplus mit: "Output: modindices;").

In der Abbildung 6 zu Modell 6 werden im Within-Teilmodell die Schätzwerte für die variierenden Intercepts mit schwarz-gefüllten Kreisen angezeigt (nach A5). Im Between-Teilmodell werden alle Indikatoren als latente Variablen mit ovalen Kreisen gekennzeichnet (nach A6).

In der folgenden Tabelle 6a zeigen wir den kompletten Inputfile für die Mplus-Schätzung von Modell 6. Die daran anschließende Tabelle 6b enthält die wichtigsten Ausschnitte aus dem Mplus-Outputfile zur Schätzung von Modell 6.

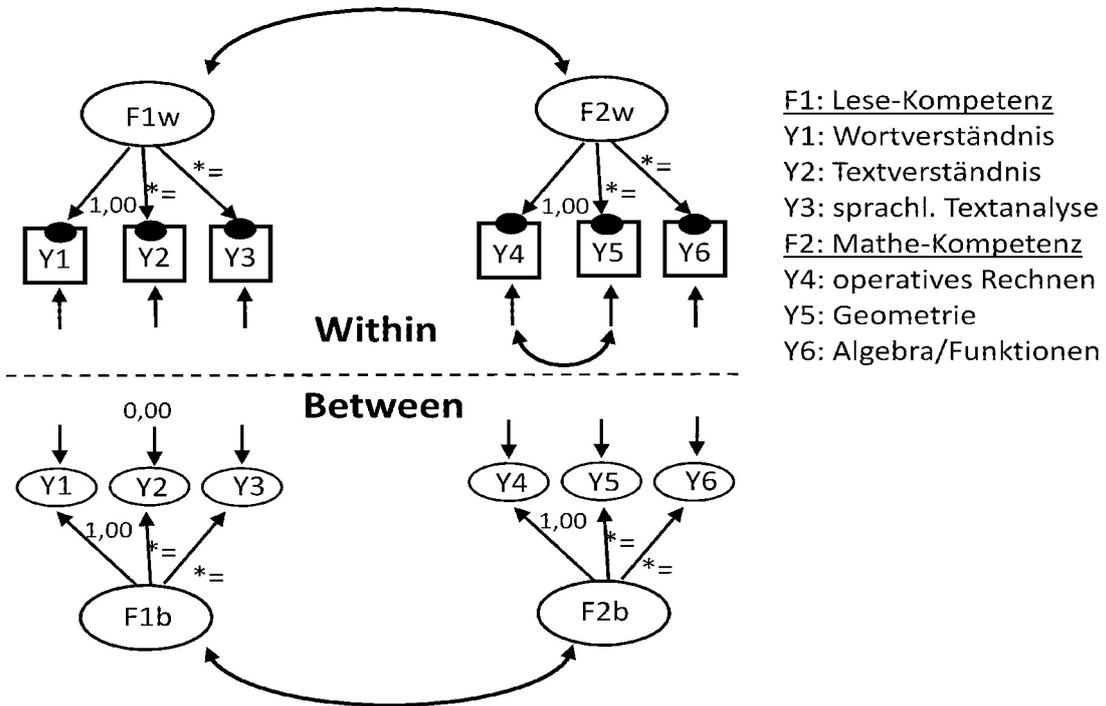
Zu beachten sind im Inputfile insbesondere die Zeilen 23 bis 41, mit denen erreicht wird, dass die zu schätzenden Faktorladungen der drei F1-Indikatoren (item1, item2, item3) und der drei F2-Indikatoren (item4, item5, item6) auf Mikro- und auf Makroebene die gleichen Werte aufweisen (die geschätzten Faktorladungen also invariant sind). Für item1 und item4 ist das sowieso gegeben, da zur Festlegung der Metrik aller Faktorladungen die Ladungen dieser Indikatoren auf 1,00 fixiert werden. Ansonsten wird die Gleichsetzung der zu schätzenden Faktorladungen dadurch erreicht, dass hinter den Namen der gleichzusetzenden Ladungen eine gleichbleibende, geklammerte Ordnungszahl gesetzt wird. Dies ist z.B. in den Zeilen 24 und 37 die geklammerte Zahl "(22)".

Auch ist zu beachten, dass mit Tab. 6a, Zeile 30 die Residualvarianz von item2 (between) auf 0,00 fixiert wird (so wie oben erläutert).

Das Modell 6 basiert im empirischen Sinne auf sechs beobachteten Y-Variablen, deren ICCs zwischen 0,217 und 0,318 liegen (Tab. 6b, Zeilen 3-9) und somit darauf verweisen, dass

der jeweilige Anteil der L2-Varianz an der Gesamtvarianz hoch und damit eine Zwei-Ebenen-Analyse der Daten sinnvoll ist.

Abb. 6: Graphische Skizze der Struktur von Modell 6 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Das diesbezüglich spezifizierte Modell 6 hat 30 Freiheitsgrade (Tab. 6b; Zeile 45) und ist mithin deutlich überidentifiziert.¹⁷ Somit können auch die wichtigsten Fitmaße zur Bewertung der Modellschätzung ermittelt werden (Tab. 6b; Zeilen 11-51). Sie indizieren eine befriedigende bis gute Anpassung der im Modell geschätzten Varianz/Kovarianz-Matrizen an die beobachteten Varianz/Kovarianz-Matrizen (vgl. dazu den Kasten auf der folgenden Seite).

Die interne Validität der vier Messmodelle ist ebenfalls hoch. Von den zwölf standardisierten Faktorladungen liegen allein neun nahe oder über 0,90. Auch die Varianzen der latenten Faktoren sind hochgradig signifikant (Tab.6b, Zeilen 76, 77, 111, 112) und die beiden standardisierten Kovarianzen (Korrelationen) zwischen den beiden L1-Faktoren und zwischen den beiden L2-Faktoren sind mit 0,94 und 0,98 (Tab. 6b, Zeilen 148, 178) sehr hoch ausgeprägt (dazu mehr beim folgenden Modell).

Mit den geschätzten latenten Varianzen können wir auch auf L2 ein Pendant zu den ICCs auf L1 berechnen. Der ICC-Wert für F1b ist z.B.:

$$\begin{aligned} \text{ICC}(\text{Var}(F1b)) &= \text{Var}(F1b) / [\text{Var}(F1b) + \text{Var}(F1w)] \\ &= 9,740 / [9,740 + 25,022] = 0,280 \end{aligned}$$

Ebenso kann $\text{ICC}(\text{Var}(F2b))$ berechnet werden und ergibt einen Wert von 0,377. Somit liegen 28% bzw. 37% der Varianz von Faktor1 bzw. von Faktor2 zwischen den Schulklassen.

¹⁷ Die Anzahl der Freiheitsgrade ergibt sich aus der Differenz zwischen möglichen Modellparametern (MP) und geschätzten Modellparametern (GP):

$$\text{MP} = [p(p+1)/2] * 2 + k$$

mit: p: Anzahl der Datenpunkte bzw. der beobachteten Variablen,

*2: Verdopplung der Varianz/Kovarianzparameter (weil zwei strukturgleiche Teilmodelle existieren)

k: Anzahl der Intercept-Parameter auf L2,

$$\text{MP} = [6(6+1)/2] * 2 + 6 = 48$$

GP wird für das Within-Teilmodell (GP1) und das Between-Teilmodell (GP2) berechnet:

Für das Within-Teilmodell (GP1):

Faktorladungen:	4
Konstrukt-Varianzen:	2
Konstrukt-Kovarianzen:	1
Fehler-Varianzen:	6
Fehler-Kovarianzen:	1
insgesamt: GP1 =	14

Für das Between-Teilmodell (GP2):

Faktorladungen:	4
Konstrukt-Varianzen:	2
Konstrukt-Kovarianzen:	1
Intercepts:	6
Fehler-Varianzen:	6
	-1 (weil eine Fehler-Varianz auf 0,00 fixiert wurde)
	-4 (weil 4 Fehler-Varianzen invariant geschätzt wurden)
insgesamt: GP2 =	14

$$\text{degrees of freedom} = \text{MP} - (\text{GP1} + \text{GP2}) = 48 - (14+14) = 20$$

Die wichtigsten Fit-Indices sind neben den nur ordinal zu interpretierenden Maßen (AIC, BIC, BICadj) vor allem folgende Fit-Maße (hier mit Angabe der erwünschten Mindestgrößen):

Chi-Quadrat of Model Fit, P-Value: $> 0,05$

RMSEA, Root-Mean-Square Error of Approximation: $< 0,06$

CFI, Comparative Fit Index: $> 0,95$

SRMR, Standardized Root-Mean-Square Residual (für beide Teilmodelle): $< 0,08$

Eigentlich sollten die Fit-Indices getrennt für jedes Teilmodell ausgegeben werden. Dies erfolgt aber in Mplus bislang nur für SRMR.

Tab. 6a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 6

```

1 TITLE:  -- MLA2 - Modell 6
2         -- mit zwei Ebenen
3         -- mit 0-Varianz-Definition bei item2 (Between)
4         -- mit Residuen-Korrelationen (zwischen item4 und item5)(Between)
5         -- mit FaktorLadung-Invarianzen zwischen L1 und L2
6
7 DATA:  FILE IS ch73LCFA.dat;
8
9         Format is 11f8.0,7f8.2;
10
11 VARIABLE:  Names are orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
12            age female deptsz size dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
13            orgprod1 orgprod2;
14
15            Usevariables are deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6;
16
17            cluster is deptid;
18
19 ANALYSIS:  TYPE = twolevel;
20            Estimator is MLR;
21 Model:
22            %between%
23            F1b by item1
24                item2(22)
25                item3(33);
26            F2b by item4
27                item5(55)
28                item6(66);
29
30            item2@0;
31            ! die Residuen von item1 und item4 werden bei Heck/Thomas (2015)
32            ! auf 0 gesetzt, weil ihre Varianzen sehr klein sind
33            ! und so die Modelle besser zu identifizieren sind
34            ! Hier wurde dies mit item2 gemacht
35            %within%
36            F1w by item1
37                item2(22)
38                item3(33);
39            F2w by item4
40                item5(55)
41                item6(66);
42
43            item5 with item4; !residuen-Korrelation (nach modindices)
44            ! andere als im Buch
45            ! von Heck/Thomas spezifiziert
46
47 OUTPUT:  sampstat standardized;
48

```

Tab. 6b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 6 (ausgewählte Bereiche)

1	SUMMARY OF DATA					
2						
3	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables					
4						
5	Intraclass		Intraclass		Intraclass	
6	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
7						
8	ITEM1	0.318	ITEM2	0.262	ITEM3	0.248
9	ITEM4	0.310	ITEM5	0.269	ITEM6	0.217
10						
11	MODEL FIT INFORMATION					
12						
13	Number of Free Parameters			28		
14						
15	Loglikelihood					
16	H0 Value		-53551.741			
17	H0 Scaling Correction Factor		3.5986			
18	for MLR					
19	H1 Value		-53369.557			
20	H1 Scaling Correction Factor		3.0385			
21	for MLR					
22						
23	Information Criteria					
24	Akaike (AIC)		107159.482			
25	Bayesian (BIC)		107324.917			
26	Sample-Size Adjusted BIC		107235.952			
27	(n* = (n + 2) / 24)					
28						
29	Chi-Square Test of Model Fit					
30	Value		161.625*			
31	Degrees of Freedom		20			
32	P-Value		0.0000			
33	Scaling Correction Factor		2.2544			
34	for MLR					
35						
36	RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)					
37	Estimate		0.051			
38						
39	CFI/TLI					
40	CFI		0.967			
41	TLI		0.950			
42						
43	Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model					
44	Value		4297.578			
45	Degrees of Freedom		30			
46	P-Value		0.0000			
47						
48	SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)					
49	Value for Within		0.027			
50	Value for Between		0.086			
51						

MODEL RESULTS					
	Estimate	S.E.	Two-Tailed Est./S.E.	P-Value	
Within Level					
F1W BY					
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000	
ITEM2	1.740	0.051	34.075	0.000	
ITEM3	2.190	0.065	33.799	0.000	
F2W BY					
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000	
ITEM5	1.353	0.032	42.613	0.000	
ITEM6	0.897	0.024	37.524	0.000	
F2W WITH					
F1W	30.341	1.572	19.306	0.000	
ITEM5 WITH					
ITEM4	23.709	2.078	11.407	0.000	
Variances					
F1W	25.022	1.494	16.752	0.000	
F2W	41.225	2.264	18.211	0.000	
Residual Variances					
ITEM1	6.849	0.346	19.795	0.000	
ITEM2	20.974	1.377	15.230	0.000	
ITEM3	14.777	1.332	11.095	0.000	
ITEM4	27.033	1.574	17.177	0.000	
ITEM5	69.213	3.319	20.852	0.000	
ITEM6	42.209	1.769	23.856	0.000	
Between Level					
F1B BY					
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000	
ITEM2	1.740	0.051	34.075	0.000	
ITEM3	2.190	0.065	33.799	0.000	
F2B BY					
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000	
ITEM5	1.353	0.032	42.613	0.000	
ITEM6	0.897	0.024	37.524	0.000	
F2B WITH					
F1B	15.398	3.404	4.523	0.000	
Intercepts					
ITEM1	19.187	0.228	84.206	0.000	
ITEM2	32.213	0.352	91.515	0.000	
ITEM3	30.919	0.428	72.292	0.000	

106	ITEM4	30.784	0.321	95.819	0.000
107	ITEM5	38.346	0.448	85.678	0.000
108	ITEM6	36.916	0.292	126.302	0.000
109					
110	Variances				
111	F1B	9.740	2.365	4.119	0.000
112	F2B	25.022	4.874	5.134	0.000
113					
114	Residual Variances				
115	ITEM1	1.597	1.445	1.105	0.269
116	ITEM2	0.000	0.000	999.000	999.000
117	ITEM3	11.895	6.438	1.847	0.065
118	ITEM4	0.504	0.345	1.462	0.144
119	ITEM5	4.544	0.931	4.883	0.000
120	ITEM6	2.575	0.784	3.285	0.001
121					
122					
123	QUALITY OF NUMERICAL RESULTS				
124					
125	Condition Number for the Information Matrix			0.711E-04	
126	(ratio of smallest to largest eigenvalue)				
127					
128					
129	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
130	STDYX Standardization				
131					
132				T wo-Tailed	
133	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value	
134					
135	Within Level				
136					
137	F1W BY				
138	ITEM1	0.886	0.005	167.264	0.000
139	ITEM2	0.885	0.008	109.698	0.000
140	ITEM3	0.944	0.005	200.718	0.000
141					
142	F2W BY				
143	ITEM4	0.777	0.014	55.428	0.000
144	ITEM5	0.722	0.015	47.890	0.000
145	ITEM6	0.663	0.016	41.481	0.000
146					
147	F2W WITH				
148	F1W	0.945	0.013	72.357	0.000
149					
150	ITEM5 WITH				
151	ITEM4	0.548	0.026	21.032	0.000
152					
153	Variances				
154	F1W	1.000	0.000	999.000	999.000
155	F2W	1.000	0.000	999.000	999.000
156					
157	Residual Variances				
158	ITEM1	0.215	0.009	22.891	0.000
159	ITEM2	0.217	0.014	15.178	0.000

160	ITEM3	0.110	0.009	12.361	0.000
161	ITEM4	0.396	0.022	18.173	0.000
162	ITEM5	0.479	0.022	21.975	0.000
163	ITEM6	0.560	0.021	26.418	0.000
164					
165	Between Level				
166					
167	F1B BY				
168	ITEM1	0.927	0.045	20.403	0.000
169	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
170	ITEM3	0.893	0.048	18.626	0.000
171					
172	F2B BY				
173	ITEM4	0.990	0.007	146.106	0.000
174	ITEM5	0.954	0.009	103.359	0.000
175	ITEM6	0.942	0.018	52.161	0.000
176					
177	F2B WITH				
178	F1B	0.986	0.011	92.801	0.000
179					
180	Intercepts				
181	ITEM1	5.698	0.900	6.330	0.000
182	ITEM2	5.930	0.577	10.281	0.000
183	ITEM3	4.039	0.433	9.335	0.000
184	ITEM4	6.093	0.574	10.613	0.000
185	ITEM5	5.406	0.424	12.764	0.000
186	ITEM6	7.750	0.714	10.850	0.000
187					
188	Variances				
189	F1B	1.000	0.000	999.000	999.000
190	F2B	1.000	0.000	999.000	999.000
191					
192	Residual Variances				
193	ITEM1	0.141	0.084	1.673	0.094
194	ITEM2	0.000	0.000	5.031	0.000
195	ITEM3	0.203	0.086	2.372	0.018
196	ITEM4	0.020	0.013	1.471	0.141
197	ITEM5	0.090	0.018	5.130	0.000
198	ITEM6	0.113	0.034	3.339	0.001
199					
200					
201	R-SQUARE				
202					
203	Within Level				
204					
205	Observed				T wo-Tailed
206	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
207					
208	ITEM1	0.785	0.009	83.632	0.000
209	ITEM2	0.783	0.014	54.849	0.000
210	ITEM3	0.890	0.009	100.359	0.000
211	ITEM4	0.604	0.022	27.714	0.000
212	ITEM5	0.521	0.022	23.945	0.000
213	ITEM6	0.440	0.021	20.740	0.000

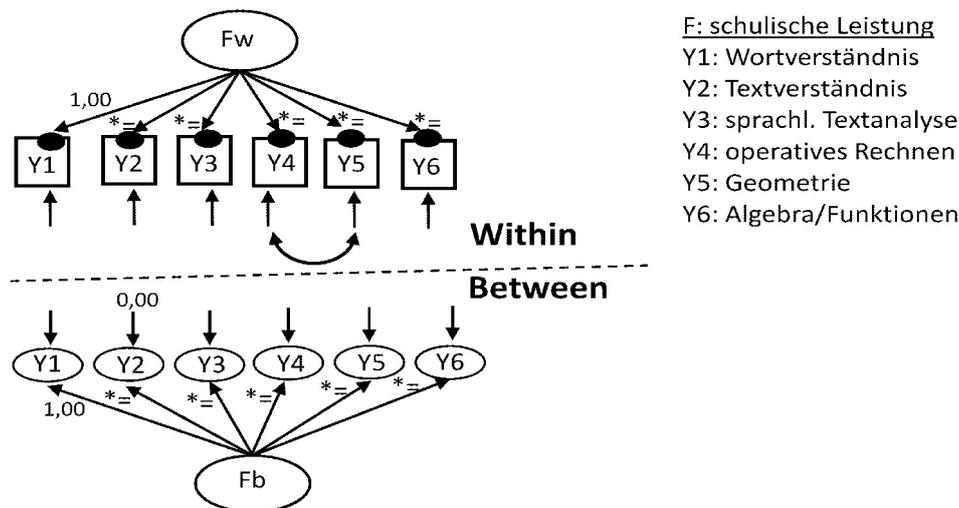
214	Between Level				
215					
216	Observed			Two-Tailed	
217	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
218					
219	ITEM1	0.859	0.084	10.201	0.000
220	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
221	ITEM3	0.797	0.086	9.313	0.000
222	ITEM4	0.980	0.013	73.053	0.000
223	ITEM5	0.910	0.018	51.680	0.000
224	ITEM6	0.887	0.034	26.081	0.000
225					

Modell 7

In Modell 6 betragen die Korrelationen zwischen den beiden Kompetenz-Faktoren im Within-Teilmodell 0,945 und im Between-Teilmodell 0,986 (Tab. 6b, Zeilen 148, 178). Dies sind überaus hohe Werte und sie könnten signalisieren, dass es große Überschneidungen der jeweiligen Messbereiche gibt. Von daher wäre zu prüfen, ob die beiden Faktoren “Mathe-” und “Lesekompetenz” zu einem einzigen Faktor “schulische Leistung” verbunden werden sollten. Eine solche Modellierung wird hier mit Modell 7 versucht.

Die folgende Abbildung 7 zeigt die graphische Struktur von Modell 7 in Mplus/SEM-analytischer Spezifikation. Die im Anschluss daran abgedruckte Tabelle 7a enthält den Mplus-Inputfile und Tabelle 7b zeigt interessante Ausschnitte aus dem diesbezüglichen Mplus-Outputfile.

Abb. 7: Graphische Skizze der Struktur von Modell 7 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Überraschenderweise ist der Fit von Modell 7 leicht schlechter als der Fit von Modell 6. Das indizieren u.a. die Veränderungen der folgenden Fit-Maße: der “CFI” fällt von 0,967 auf 0,958, der “RMSEA” steigt leicht von 0,051 auf 0,054 und die Informationsmaße (AIC, BIC, BICadj) steigen im Mittel um 47 Punkte (vgl. Tab. 7b, Zeilen 13-31).

Das Modell 7 könnte noch dadurch verbessert werden, dass fünf verschiedene Kovarianzen zwischen den Fehlervarianzen zur Schätzung freigegeben werden,¹⁸ was allerdings von uns als extrem datenbestimmte Modifikation des analytisch ausgearbeiteten Faktorenmodells nicht akzeptiert werden kann und deshalb verworfen wird.

¹⁸ Als Ergebnis einer Modifikationsanalyse in Mplus mit: “Output: modindices;” sollten folgende Kovarianzen freigegeben werden: item3 mit item1/4/5 sowie item4 mit item5.

Tab. 7a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 7

```

1 TITLE:  -- MLA2 - Modell 7
2         -- mit zwei Ebenen
3         -- mit 0-Varianz-Definition bei item2 (Between)
4         -- mit Residuen-Korrelation (within)
5         -- mit FaktorLadung-Invarianzen zwischen L1 und L2
6         -- mit jeweils nur einem Faktor auf L1 und L2
7
8 DATA:   FILE IS ch73LCFA.dat;
9
10        Format is 11f8.0,7f8.2;
11
12 VARIABLE:  Names are orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
13            age female deptsz size dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
14            orgprod1 orgprod2;
15
16        Usevariables are deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6;
17
18        cluster is deptid;
19
20 ANALYSIS:  TYPE = twolevel;
21            Estimator is MLR;
22 Model:
23     %between%
24     Fb by item1
25         item2(22)
26         item3(33)
27         item4(44)
28         item5(55)
29         item6(66);
30
31         item2@0;
32         ! die Residuen von item1 und item4 werden im Buch
33         ! von Heck/Thomas
34         ! auf 0 gesetzt, weil ihre Varianzen sehr klein sind
35         ! und so die Modelle besser zu identifizieren sind
36         ! Hier ist es item2 !!
37
38     %within%
39     Fw by item1
40         item2(22)
41         item3(33)
42         item4(44)
43         item5(55)
44         item6(66);
45
46         item5 with item4
47         ! Residuen-Korrelation (nach modindices)
48         ! andere als im Buch
49         ! von Heck/Thomas spezifiziert
50
51 OUTPUT:   sampstat stdyx;

```

Tab. 7b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 7 (ausgewählte Bereiche)

1	MODEL FIT INFORMATION				
2					
3	Number of Free Parameters		25		
4					
5	Loglikelihood				
6	H0 Value		-53598.976		
7	H0 Scaling Correction Factor		3.7532		
8	for MLR				
9	H1 Value		-53369.557		
10	H1 Scaling Correction Factor		3.0385		
11	for MLR				
12					
13	Information Criteria				
14	Akaike (AIC)		107247.952		
15	Bayesian (BIC)		107395.662		
16	Sample-Size Adjusted BIC		107316.229		
17	(n* = (n + 2) / 24)				
18					
19	Chi-Square Test of Model Fit				
20	Value		202.873*		
21	Degrees of Freedom		23		
22	P-Value		0.0000		
23	Scaling Correction Factor		2.2617		
24	for MLR				
25					
26	RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)				
27	Estimate		0.054		
28					
29	CFI/TLI				
30	CFI		0.958		
31	TLI		0.945		
32					
33	Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model				
34	Value		4297.578		
35	Degrees of Freedom		30		
36	P-Value		0.0000		
37					
38	SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)				
39	Value for Within		0.040		
40	Value for Between		0.130		
41					
42	MODEL RESULTS				
43				Two-Tailed	
44		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
45	Within Level				
46					
47	FW	BY			
48	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
49	ITEM2	1.728	0.058	29.708	0.000
50	ITEM3	2.193	0.073	30.244	0.000
51	ITEM4	1.302	0.032	41.247	0.000
52	ITEM5	1.758	0.065	26.926	0.000

53	ITEM6	1.172	0.037	31.865	0.000
54	ITEM5 WITH				
55	ITEM4	30.107	1.762	17.088	0.000
56					
57	Variances				
58	FW	24.581	1.581	15.544	0.000
59					
60	Residual Variances				
61	ITEM1	6.901	0.347	19.877	0.000
62	ITEM2	20.892	1.308	15.972	0.000
63	ITEM3	15.624	1.340	11.659	0.000
64	ITEM4	31.475	1.374	22.910	0.000
65	ITEM5	78.011	2.872	27.162	0.000
66	ITEM6	45.017	1.792	25.126	0.000
67					
68	Between Level				
69					
70	FB BY				
71	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
72	ITEM2	1.728	0.058	29.708	0.000
73	ITEM3	2.193	0.073	30.244	0.000
74	ITEM4	1.302	0.032	41.247	0.000
75	ITEM5	1.758	0.065	26.926	0.000
76	ITEM6	1.172	0.037	31.865	0.000
77					
78	Intercepts				
79	ITEM1	19.198	0.228	84.172	0.000
80	ITEM2	32.235	0.353	91.228	0.000
81	ITEM3	30.942	0.429	72.162	0.000
82	ITEM4	30.782	0.321	96.034	0.000
83	ITEM5	38.337	0.448	85.612	0.000
84	ITEM6	36.913	0.291	127.000	0.000
85					
86	Variances				
87	FB	10.796	2.694	4.008	0.000
88					
89	Residual Variances				
90	ITEM1	1.609	1.370	1.174	0.240
91	ITEM2	0.000	0.000	999.000	999.000
92	ITEM3	12.281	6.530	1.881	0.060
93	ITEM4	1.007	0.367	2.743	0.006
94	ITEM5	5.007	0.960	5.213	0.000
95	ITEM6	2.757	0.732	3.768	0.000
96					
97	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
98	STDYX Standardization				
99					T wo-Tailed
100		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
101					
102	Within Level				
103					
104	FW BY				
105	ITEM1	0.884	0.006	149.747	0.000
106	ITEM2	0.882	0.008	106.842	0.000

107	ITEM3	0.940	0.005	197.356	0.000
108	ITEM4	0.755	0.012	65.613	0.000
109	ITEM5	0.702	0.011	62.421	0.000
110	ITEM6	0.655	0.013	48.778	0.000
111					
112	ITEM5 WITH				
113	ITEM4	0.608	0.019	31.350	0.000
114					
115	Variances				
116	FW	1.000	0.000	999.000	999.000
117					
118	Residual Variances				
119	ITEM1	0.219	0.010	21.020	0.000
120	ITEM2	0.222	0.015	15.200	0.000
121	ITEM3	0.117	0.009	13.046	0.000
122	ITEM4	0.430	0.017	24.765	0.000
123	ITEM5	0.507	0.016	32.067	0.000
124	ITEM6	0.571	0.018	32.502	0.000
125					
126	Between Level				
127					
128	FB BY				
129	ITEM1	0.933	0.038	24.309	0.000
130	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
131	ITEM3	0.899	0.043	20.785	0.000
132	ITEM4	0.974	0.011	89.277	0.000
133	ITEM5	0.932	0.014	67.012	0.000
134	ITEM6	0.918	0.025	36.335	0.000
135					
136	Intercepts				
137	ITEM1	5.451	0.842	6.474	0.000
138	ITEM2	5.676	0.539	10.534	0.000
139	ITEM3	3.862	0.419	9.208	0.000
140	ITEM4	7.003	0.747	9.378	0.000
141	ITEM5	6.190	0.562	11.008	0.000
142	ITEM6	8.800	0.882	9.980	0.000
143					
144	Variances				
145	FB	1.000	0.000	999.000	999.000
146					
147	Residual Variances				
148	ITEM1	0.130	0.072	1.811	0.070
149	ITEM2	0.000	0.000	5.147	0.000
150	ITEM3	0.191	0.078	2.459	0.014
151	ITEM4	0.052	0.021	2.454	0.014
152	ITEM5	0.131	0.026	5.030	0.000
153	ITEM6	0.157	0.046	3.376	0.001
154					
155	R-SQUARE				
156					
157	Within Level				
158					
159	Observed				Two-Tailed
160	Variable	Estimate	S.E. Est./S.E.		P-Value

161					
162	ITEM1	0.781	0.010	74.873	0.000
163	ITEM2	0.778	0.015	53.421	0.000
164	ITEM3	0.883	0.009	98.678	0.000
165	ITEM4	0.570	0.017	32.807	0.000
166	ITEM5	0.493	0.016	31.210	0.000
167	ITEM6	0.429	0.018	24.389	0.000
168					
169	Between Level				
170					
171	Observed				Two-Tailed
172	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
173					
174	ITEM1	0.870	0.072	12.155	0.000
175	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
176	ITEM3	0.809	0.078	10.392	0.000
177	ITEM4	0.948	0.021	44.638	0.000
178	ITEM5	0.869	0.026	33.506	0.000
179	ITEM6	0.843	0.046	18.167	0.000
180					

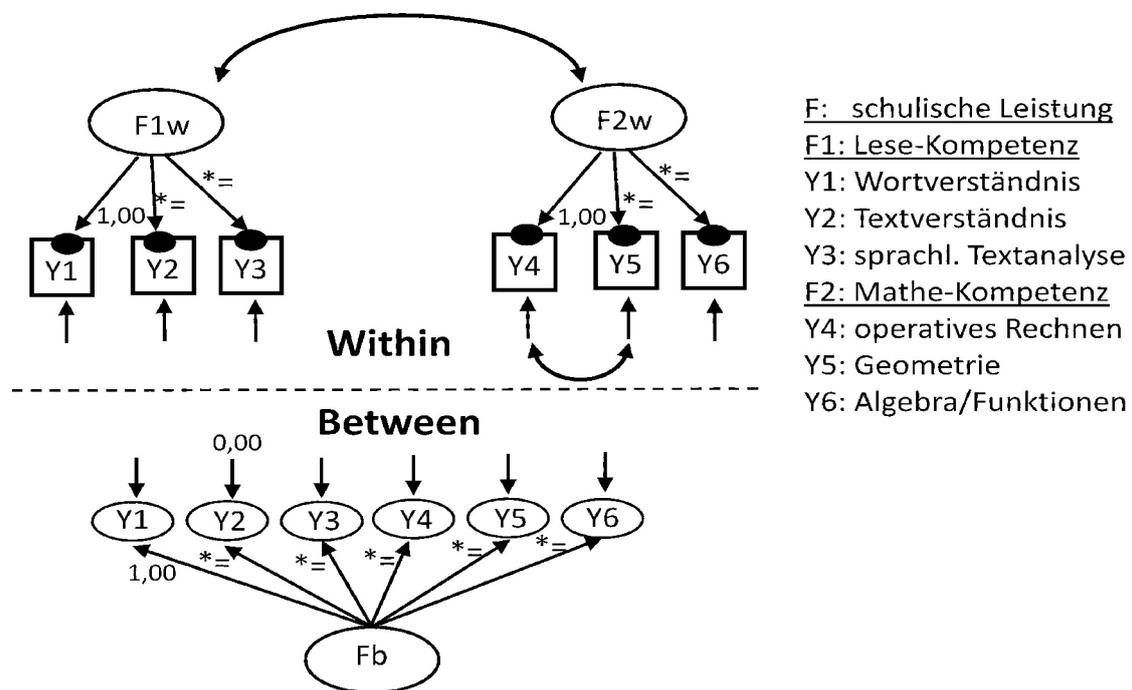
Modell 8

Das Within- und das Between-Teilmodell eines Mehrebenenmodells müssen nicht die gleiche Struktur oder die gleichen Variablen aufweisen.

Die folgende Abbildung 8 zeigt ein Zwei-Ebenen-Modell mit unterschiedlichen Strukturen für das Within- und das Between-Teilmodell. Im Between-Teilmodell hängen alle Indikatoren von einem einzigen Faktor ab, der z.B. den klassenspezifischen Leistungstand betreffen kann und dessen Indikatoren für jede Schulklasse (L2-Ebene) zu messen sind. Demgegenüber gibt es im Within-Teilmodell zwei verschiedene Faktoren (Lesekompetenz und Mathematikkompetenz) von denen je drei Indikatoren abhängen, die für jeden Schüler (L1-Ebene) gemessen werden können.

Für das Modell 8 wird im vorliegenden Text kein Input- oder Outputfile abgedruckt. Zur Spezifikation eines Inputfiles für Modell 8 vgl. die Mplus-Anweisungen in Tab. 6a und Tab. 7a.

Abb. 8: Graphische Skizze der Struktur von Modell 8 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Modell 9

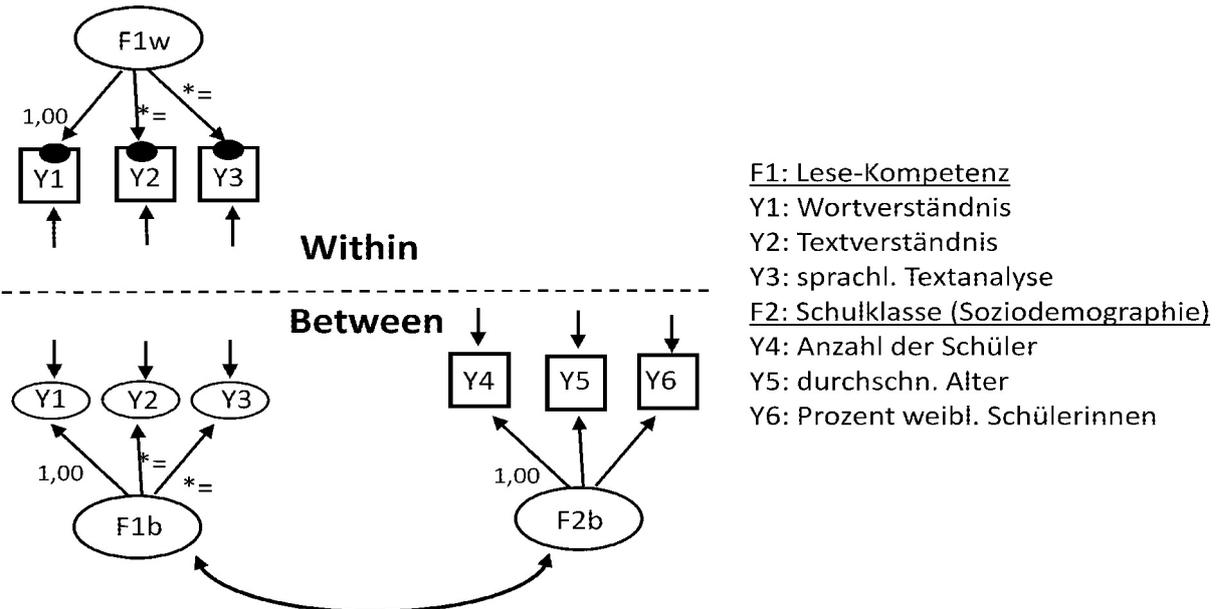
Das Within- und das Between-Teilmodell eines Mehrebenenmodells müssen nicht die gleiche Struktur oder die gleichen Variablen aufweisen.

Die folgende Abbildung 9 zeigt ein Zwei-Ebenen-Modell mit teilweise unterschiedlichen Variablen/Indikatoren für das Within- und das Between-Teilmodell. Im Between-Teilmodell gibt es drei spezifische Indikatoren (Y4, Y5, Y6), die reine Between-Variablen sind, die also nur die L2-Ebene betreffen. Da die Makroebene hier aus Schulklassen besteht, sind diese Between-Indikatoren: a) die Anzahl von Schüler*innen in jeder Klasse (Y4), b) das durchschnittliche Alter aller Schüler in jeder Schulklasse (Y5), c) der prozentuale Anteil von weibl. Schülerinnen in jeder Schulklasse (Y6). Diese Indikatoren hängen alle von einem einzigen Faktor (F2b) ab, der die soziodemographische Struktur einer jeden Schulklasse betrifft und dessen Indikatoren für jede Schulklasse (L2-Ebene) zu messen sind. Zudem gibt es im Between-Teilmodell noch den Faktor der Lesekompetenz (F1b), der die Lesekompetenz auf Klassenebene betrifft.

Demgegenüber gibt es im Within-Teilmodell nur den einen Faktor, der die Lesekompetenz von jedem Schüler betrifft.

Für das Modell 9 wird im vorliegenden Text kein Input- oder Outputfile abgedruckt. Zur Spezifikation eines Inputfiles für Modell 9 vgl. die Mplus-Anweisungen in Tab. 6a und Tab.7a.

Abb. 9: Graphische Skizze der Struktur von Modell 9 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



4 Komplexe CFA/SEM-Modelle (mit latenten Konstrukten und manifesten Prädiktoren)

Modell 10¹⁹

In den vorausgegangenen Modellen 6 bis 9 haben wir latente Konstrukte auf der L1- und der L2-Ebene mit Mehr-Indikatoren-Modellen untersucht. Im Folgenden wollen wir diese Modelle um die Effekte von externen Prädiktoren erweitern. Als Prädiktor “X1“ auf der Mikroebene benutzen wir die Individualeigenschaft “weibliches Geschlecht” und definieren diese als dichotome Variable “X1“ (1=weibl., 0=nicht weibl.). Als Prädiktor “Z1“ auf der Makroebene benutzen wir die Kollektiveigenschaft “Klassengröße” und messen diese als metrische Variable durch die Anzahl von Schülern in jeder Klasse (Min.: 10, Max.: 34). Als Messmodell für alle vier Faktoren (F1w, F2w, F1b, F2b) übernehmen wir die Modellierung von Modell 6 mit seinen jeweiligen Within- und Between-Teilmodellen.

Die folgende Abbildung 10 zeigt das Modell 10 mit seinen beiden Teilmodellen und den Prädiktoren “weibl. Geschlecht” und “Klassengröße”. Der diesbezügliche Mplus-Inputfile ist in der folgenden Tabelle 10a enthalten. Die Ergebnisse der Modellschätzung werden in Tabelle 10b wiedergegeben.

Der Mplus-Inputfile zu Modell 10 (Tab. 10a) unterscheidet sich an fünf Stellen von dem Inputfile zu Modell 6 (von dem wir die Struktur und die Variablen übernommen haben): Zunächst müssen die Prädiktoren, die neu ins Modell aufgenommen werden, deklariert werden (Tab. 10a, Zeile 15) und dem Within-Teilmodell oder dem Between-Teilmodell zugewiesen werden (Tab. 10a, Zeilen 18, 19). Sodann müssen die Pfade, auf denen die Prädiktoren ihre Effekte ausüben, für beide Teilmodelle festgelegt werden (Tab. 10a, Zeilen 37, 49).

Die Ausgabe zur Modellschätzung von Modell 10 (Tab. 10b) enthält die ICCs zu allen sechs beobachteten Y-Variablen (Tab. 10b, Zeilen 5 bis 11). Die ICC-Werte liegen zwischen 0,217 und 0,319. Mithin sind zwischen 21% und 31% der Y-Varianzen durch Makro-Unterschiede verursacht und deshalb sollte bei jeder Pfad- oder Regressionsanalyse mit diesen Daten deren Mehrebenenstruktur berücksichtigt werden.

Die Fit-Maße zeigen bis auf den Chi-Quadrat-Wert für die Modellanpassung²⁰ ein gutes Schätzergebnis (Tab. 10b, Zeilen 15-51). Die Werte fast aller Fit-Indices können die erwünschten Grenzwerte (vgl. den Kasten in den Ausführungen zu Modell 6) einhalten.

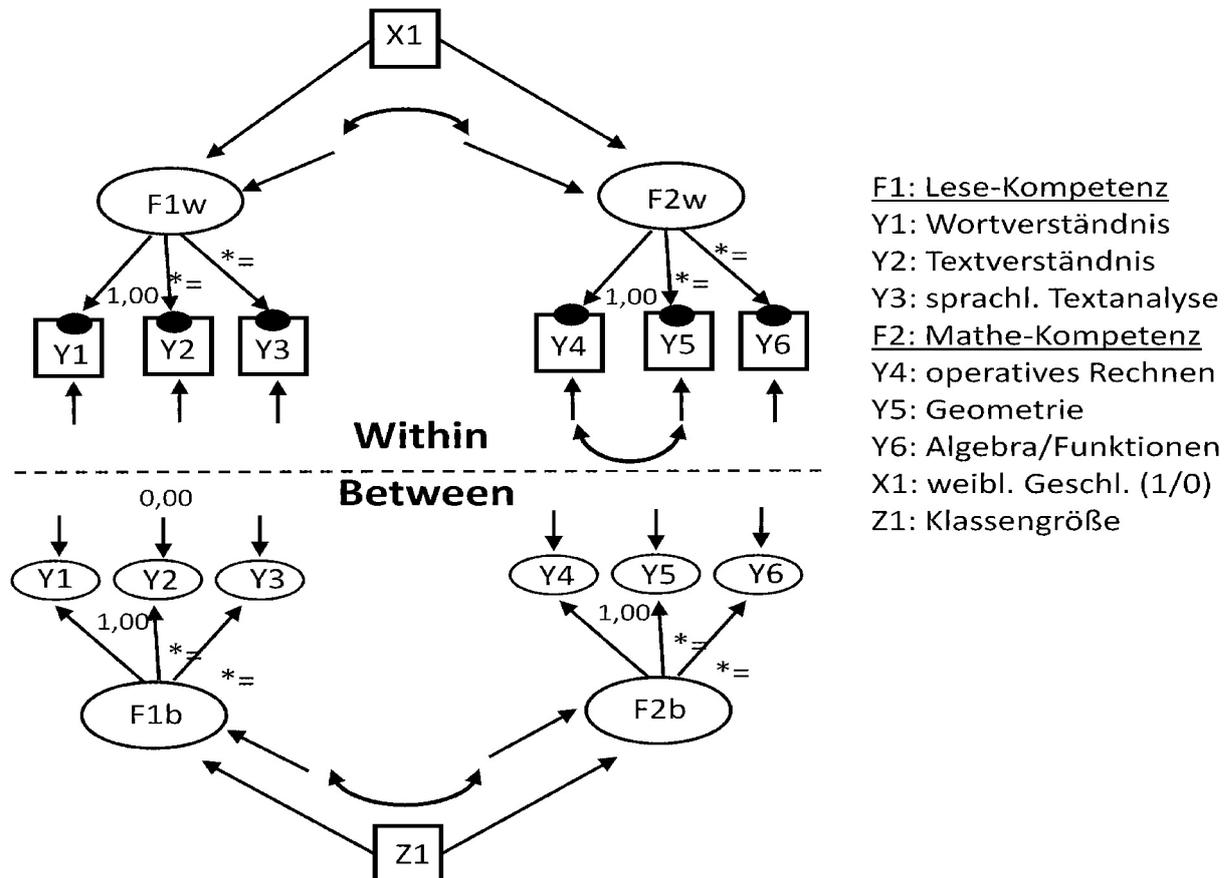
Auch die interne Validität der vier Messmodelle ist mehr als befriedigend. Die standardisierten Faktorladungen liegen zumeist im Bereich von oberhalb 0,88 (mit Ausnahme von

¹⁹ Das Modell 10 entspricht mit einigen kleineren Modifikationen (andere Residuenkorrelation, andere Residualvarianz-Fixierung) dem Modell 1 in Kapitel 6 von Heck/Thomas 2015: 187-198. Bis auf “Orgdemos” werden alle dort benutzten Variablen beibehalten. Die Variable “Orgdemos” wird durch die Variable “Klassengröße” ersetzt.

²⁰ Der Chi-Quadrat-Wert für die Modellanpassung ist abhängig von der Fallzahl und deshalb ist der diesbezügliche P-Wert bei großen Fallzahlen (so wie hier) nur sehr selten größer als die geforderten 0,05.

Faktor F2w, dessen Faktorladungen aber noch immer oberhalb von 0,66 liegen) (Tab. 10b, Zeilen 139-147, 173-181).

Abb. 10: Graphische Skizze der Struktur von Modell 10 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Blickt man auf die Prädiktoreffekte von “weibl. Geschl.”, so zeigt sich, dass Schülerinnen eine deutlich höhere Lese- und Mathematikkompetenz haben als Schüler. Die positiven Effekte sind hochgradig signifikant und sind beim Einfluss auf die Mathematikkompetenz ganz besonders deutlich ausgeprägt (Tab. 10b, Zeilen 71-75). Werden allein die Faktoren F1w und F2w standardisiert²¹, so hat der Effekt von WEIBL auf F1w eine Größe von 0,193 und der Effekt von WEIBL auf F2w eine Größe von 0,262 (Tab. 10b, Zeilen 229-233).

Im Vergleich zu den Prädiktoreffekten von WEIBL sind die Effekte von KLASSEN-GRÖßE sehr gering und nicht signifikant (Tab. 10b, Zeilen 105-108, 183-187).

²¹ Mplus gibt auch Schätzergebnisse aus, für die nur Y aber nicht X standardisiert wird. Dies ist besonders dann von Vorteil, wenn die X-Variable dichotom ist (wie hier: WEIBL vs. N-WEIBL) und es deshalb wenig Sinn macht, die Variable zu standardisieren.

Tab. 10a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 10

```

1 TITLE:  -- MLA2 - Modell 10 (mit Faktorenmodellen von Modell 6)
2         -- mit zwei Ebenen
3         -- mit 0-Varianz-Definition bei item2 (Between)
4         -- mit Residuen-Korrelationen (zwischen item4 und item5)(Between)
5         -- mit FaktorLadung-Invarianzen zwischen L1 und L2
6         -- mit zwei Prädiktoren: female (within), deptsz (between)
7
8 DATA:  FILE IS ch73LCFA.dat;
9         Format is 11f8.0,7f8.2;
10
11 VARIABLE:  Names are orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
12            age female deptsz dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
13            orgprod1 orgprod2;
14
15            Usevariables are deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6 female deptsz;
16
17            cluster = deptid;
18            Within = female;
19            Between = deptsz;
20
21 ANALYSIS:  TYPE = twolevel;
22            Estimator = MLR;
23
24 Model:
25     %between%
26     F1 b by item1
27         item2(22)
28         item3(33);
29     F2b by item4
30         item5(55)
31         item6(66);
32
33         item2@0;
34         ! wird auf 0 gesetzt, weil ihre Varianz sehr klein ist
35         ! und so das Modell besser zu identifizieren ist
36
37     F1 b F2b ON deptsz;
38
39     %within%
40     F1 w by item1
41         item2(22)
42         item3(33);
43     F2w by item4
44         item5(55)
45         item6(66);
46
47         item5 with item4; ! residuen-Korrelation (nach modindices)
48         ! anders als im Buch von Heck/Thomas spezifiziert
49     F1 w F2w ON female;
50
51 OUTPUT:  sampstat standardized;

```

Tab. 10b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 10 (ausgewählte Bereiche)

1	SUMMARY OF DATA					
2	Number of clusters	373				
3	Average cluster size	7.292				
4						
5	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables					
6						
7	Intraclass	Intraclass		Intraclass		
8	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
9						
10	ITEM1	0.319	ITEM2	0.264	ITEM3	0.249
11	ITEM4	0.310	ITEM5	0.271	ITEM6	0.217
12						
13						
14						
15	MODEL FIT INFORMATION					
16	Number of Free Parameters	32				
17						
18	Loglikelihood					
19	H0 Value	-53535.134				
20	H0 Scaling Correction Factor for MLR	3.2742				
21	H1 Value	-53287.048				
22	H1 Scaling Correction Factor for MLR	2.6390				
23						
24	Information Criteria					
25	Akaike (AIC)	107134.268				
26	Bayesian (BIC)	107323.336				
27	Sample-Size Adjusted BIC	107221.662				
28	(n* = (n + 2) / 24)					
29						
30	Chi-Square Test of Model Fit					
31	Value	259.361*				
32	Degrees of Freedom	28				
33	P-Value	0.0000				
34	Scaling Correction Factor for MLR	1.9131				
35						
36	RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)					
37	Estimate	0.055				
38						
39	CFI/TLI					
40	CFI	0.957				
41	TLI	0.935				
42						
43	Chi-Square Test of Model Fit for the Baseline Model					
44	Value	5405.272				
45	Degrees of Freedom	42				
46	P-Value	0.0000				
47						
48	SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)					
49						
50	Value for Within	0.038				
51	Value for Between	0.079				

	Estimate	S.E.	Est./S.E.	T wo-Tailed P-Value
MODEL RESULTS				
Within Level				
F1W BY				
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM2	1.740	0.051	34.085	0.000
ITEM3	2.191	0.065	33.774	0.000
F2W BY				
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM5	1.355	0.032	42.315	0.000
ITEM6	0.906	0.024	37.391	0.000
F1W ON				
FEMALE	0.966	0.209	4.631	0.000
F2W ON				
FEMALE	1.671	0.294	5.686	0.000
F2W WITH				
F1W	29.796	1.558	19.123	0.000
ITEM5 WITH				
ITEM4	24.384	2.082	11.711	0.000
Residual Variances				
ITEM1	6.858	0.346	19.795	0.000
ITEM2	21.003	1.380	15.218	0.000
ITEM3	14.700	1.330	11.052	0.000
ITEM4	27.659	1.579	17.513	0.000
ITEM5	69.893	3.299	21.187	0.000
ITEM6	41.737	1.745	23.922	0.000
F1W	24.756	1.471	16.826	0.000
F2W	40.025	2.267	17.658	0.000
Between Level				
F1B BY				
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM2	1.740	0.051	34.085	0.000
ITEM3	2.191	0.065	33.774	0.000
F2B BY				
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM5	1.355	0.032	42.315	0.000
ITEM6	0.906	0.024	37.391	0.000
F1B ON				

106	DEPTSIZE	-0.031	0.046	-0.678	0.498
107	F2B ON				
108	DEPTSIZE	0.001	0.069	0.016	0.987
109					
110	F2B WITH				
111	F1B	15.440	3.435	4.495	0.000
112					
113	Intercepts				
114	ITEM1	19.485	1.134	17.182	0.000
115	ITEM2	32.735	2.015	16.246	0.000
116	ITEM3	31.570	2.555	12.356	0.000
117	ITEM4	29.909	1.714	17.450	0.000
118	ITEM5	37.161	2.342	15.865	0.000
119	ITEM6	36.126	1.533	23.571	0.000
120					
121	Residual Variances				
122	ITEM1	1.595	1.448	1.101	0.271
123	ITEM2	0.000	0.000	999.000	999.000
124	ITEM3	11.894	6.415	1.854	0.064
125	ITEM4	0.491	0.344	1.428	0.153
126	ITEM5	4.563	0.931	4.901	0.000
127	ITEM6	2.600	0.784	3.314	0.001
128	F1B	9.788	2.391	4.094	0.000
129	F2B	24.998	4.912	5.089	0.000
130					
131					
132	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
133	STDYX Standardization				
134				T wo-Tailed	
135		Estimate	S.E. Est./S.E.	P-Value	
136					
137	Within Level				
138					
139	F1W BY				
140	ITEM1	0.886	0.005	167.043	0.000
141	ITEM2	0.885	0.008	109.292	0.000
142	ITEM3	0.944	0.005	200.806	0.000
143					
144	F2W BY				
145	ITEM4	0.772	0.014	54.340	0.000
146	ITEM5	0.719	0.015	47.958	0.000
147	ITEM6	0.667	0.016	41.968	0.000
148					
149	F1W ON				
150	FEMALE	0.097	0.020	4.725	0.000
151					
152	F2W ON				
153	FEMALE	0.131	0.023	5.640	0.000
154					
155	F2W WITH				
156	F1W	0.947	0.013	72.153	0.000
157					
158	ITEM5 WITH				
159	ITEM4	0.555	0.026	21.724	0.000

160					
161	Residual Variances				
162	ITEM1	0.215	0.009	22.922	0.000
163	ITEM2	0.217	0.014	15.164	0.000
164	ITEM3	0.109	0.009	12.305	0.000
165	ITEM4	0.404	0.022	18.454	0.000
166	ITEM5	0.483	0.022	22.404	0.000
167	ITEM6	0.556	0.021	26.224	0.000
168	F1W	0.991	0.004	250.873	0.000
169	F2W	0.983	0.006	161.698	0.000
170					
171	Between Level				
172					
173	F1B BY				
174	ITEM1	0.927	0.045	20.437	0.000
175	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
176	ITEM3	0.893	0.047	18.825	0.000
177					
178	F2B BY				
179	ITEM4	0.990	0.007	145.825	0.000
180	ITEM5	0.954	0.009	103.400	0.000
181	ITEM6	0.942	0.018	53.257	0.000
182					
183	F1B ON				
184	DEPTSIZE	-0.045	0.068	-0.659	0.510
185					
186	F2B ON				
187	DEPTSIZE	0.001	0.062	0.016	0.987
188					
189	F2B WITH				
190	F1B	0.987	0.010	94.754	0.000
191					
192	Intercepts				
193	ITEM1	5.770	1.083	5.328	0.000
194	ITEM2	6.006	0.779	7.713	0.000
195	ITEM3	4.111	0.613	6.712	0.000
196	ITEM4	5.924	0.747	7.934	0.000
197	ITEM5	5.230	0.601	8.701	0.000
198	ITEM6	7.516	0.846	8.886	0.000
199					
200	Residual Variances				
201	ITEM1	0.140	0.084	1.661	0.097
202	ITEM2	0.000	0.000	5.059	0.000
203	ITEM3	0.202	0.085	2.378	0.017
204	ITEM4	0.019	0.013	1.433	0.152
205	ITEM5	0.090	0.018	5.137	0.000
206	ITEM6	0.113	0.033	3.377	0.001
207	F1B	0.998	0.006	161.464	0.000
208	F2B	1.000	0.000	8117.422	0.000
209					

	Estimate	S.E.	Est./S.E.	T wo-Tailed P-Value	
210 STDY Standardization					
211					
212					
213					
214					
215					
216					
217 Within Level					
218					
219 F1W BY					
220	ITEM1	0.886	0.005	167.043	0.000
221	ITEM2	0.885	0.008	109.292	0.000
222	ITEM3	0.944	0.005	200.806	0.000
223					
224 F2W BY					
225	ITEM4	0.772	0.014	54.340	0.000
226	ITEM5	0.719	0.015	47.958	0.000
227	ITEM6	0.667	0.016	41.968	0.000
228					
229 F1W ON					
230	FEMALE	0.193	0.041	4.735	0.000
231					
232 F2W ON					
233	FEMALE	0.262	0.046	5.656	0.000
234					
235 F2W WITH					
236	F1W	0.947	0.013	72.153	0.000
237					
238 ITEM5 WITH					
239	ITEM4	0.555	0.026	21.724	0.000
240					
241 Residual Variances					
242	ITEM1	0.215	0.009	22.922	0.000
243	ITEM2	0.217	0.014	15.164	0.000
244	ITEM3	0.109	0.009	12.305	0.000
245	ITEM4	0.404	0.022	18.454	0.000
246	ITEM5	0.483	0.022	22.404	0.000
247	ITEM6	0.556	0.021	26.224	0.000
248	F1W	0.991	0.004	250.873	0.000
249	F2W	0.983	0.006	161.698	0.000
250					
251 Between Level					
252					
253 F1B BY					
254	ITEM1	0.927	0.045	20.437	0.000
255	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
256	ITEM3	0.893	0.047	18.825	0.000
257					
258 F2B BY					
259	ITEM4	0.990	0.007	145.825	0.000
260	ITEM5	0.954	0.009	103.400	0.000
261	ITEM6	0.942	0.018	53.257	0.000
262					
263 F1B ON					

264	DEPTSIZE	-0.010	0.015	-0.659	0.510
265					
266	F2B ON				
267	DEPTSIZE	0.000	0.014	0.016	0.987
268					
269	F2B WITH				
270	F1B	0.987	0.010	94.754	0.000
271					
272	Intercepts				
273	ITEM1	5.770	1.083	5.328	0.000
274	ITEM2	6.006	0.779	7.713	0.000
275	ITEM3	4.111	0.613	6.712	0.000
276	ITEM4	5.924	0.747	7.934	0.000
277	ITEM5	5.230	0.601	8.701	0.000
278	ITEM6	7.516	0.846	8.886	0.000
279					
280	Residual Variances				
281	ITEM1	0.140	0.084	1.661	0.097
282	ITEM2	0.000	0.000	5.059	0.000
283	ITEM3	0.202	0.085	2.378	0.017
284	ITEM4	0.019	0.013	1.433	0.152
285	ITEM5	0.090	0.018	5.137	0.000
286	ITEM6	0.113	0.033	3.377	0.001
287	F1B	0.998	0.006	161.464	0.000
288	F2B	1.000	0.000	8117.422	0.000
289					

Modell 11²²

Das Modell 11 unterscheidet sich nur an einer Stelle von Modell 10. Mit Modell 11 wird danach gefragt, ob der L1-Slope des Effekts von FEMALE (X1) auf den Faktor MATHE-KOMPETENZ (F2w) auch zwischen den verschiedenen L2-Schulklassen in deutlicher Weise variiert, oder ob keine signifikante, klassenspezifische Variation des Slope vorliegt.

Die Graphik von Modell 11 (Abb. 11.1) unterscheidet sich deshalb auch nur dadurch von der Graphik von Modell 10, dass der Pfad von X1 zu F2w mit einem schwarzen Punkt und einem "S" (für "Slope") gekennzeichnet ist, was bedeutet, dass der X1-Effekt als Random-Effekt geschätzt werden soll.

Dass es diesen Slope mit einer bedeutsamen Effektstärke überhaupt gibt, haben wir bereits in Modellschätzung 10 (in Tab. 10b) nachgewiesen. Nach der dortigen Schätzung steigt der Faktor MATHE-KOMPETENZ um einen hochgradig signifikanten Wert von 1,67 an, wenn der entsprechende Effekt bei Schülerinnen und nicht bei Schülern beobachtet wird (Tab. 10b, Zeile 75) und wenn alle anderen Variablen auf 0,00 gesetzt werden.

Wenn der X1-Effekt als Random-Effekt geschätzt werden soll, ist er nicht für alle Schüler dieser Studie gemeinsam zu schätzen, sondern er ist separat für die Schüler einer jeden Klasse zu ermitteln, sodass erst der Mittelwert aller klassenspezifischen Slopes den L2-Schätzwert für den Gesamt-Effekt ergibt. In unserem Beispiel beträgt der Mittelwert aller klassenspezifischen Slopes ca. 1,66 (Tab. 11b, Zeile 85) und unterscheidet sich kaum vom Within-Schätzwert des Gesamt-Effekts, der einen Wert von 1,67 aufweist (Tab. 10b, Zeile 75). Der betreffende Effekt ist demnach inhaltlich bedeutsam und auch inferenzstatistisch ($P=0,000$) von großer Relevanz.

Zu fragen wäre aber auch noch danach, welchen Wert die Varianz der klassenspezifischen L2-Schätzwerte aufweist? Nach unserer Modellschätzung beträgt sie 0,51 und ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,43 (Tab. 11b, Zeile 95) weit entfernt von einer signifikanten Bedeutung.

In welcher Weise die oben beschriebene Mehrebenenanalyse programmtechnisch umgesetzt wird, zeigt der diesbezügliche Mplus-Inputfile in Tabelle 11a.²³ Dieser Inputfile unterscheidet sich nur an zwei Stellen von dem Inputfile zu Modell 10 (Tab. 10a):

a) der ANALYSIS-Befehl wird um den Unterbefehl RANDOM erweitert (Tab. 11a, Zeile 21):

```
ANALYSIS: TYPE = TWOLEVEL RANDOM;
```

b) der Regressionsbefehl "F2w ON female" wird um die Slope-Deklaration erweitert, sodass S als Random-Effekt geschätzt werden kann (Tab. 11a, Zeile 47):

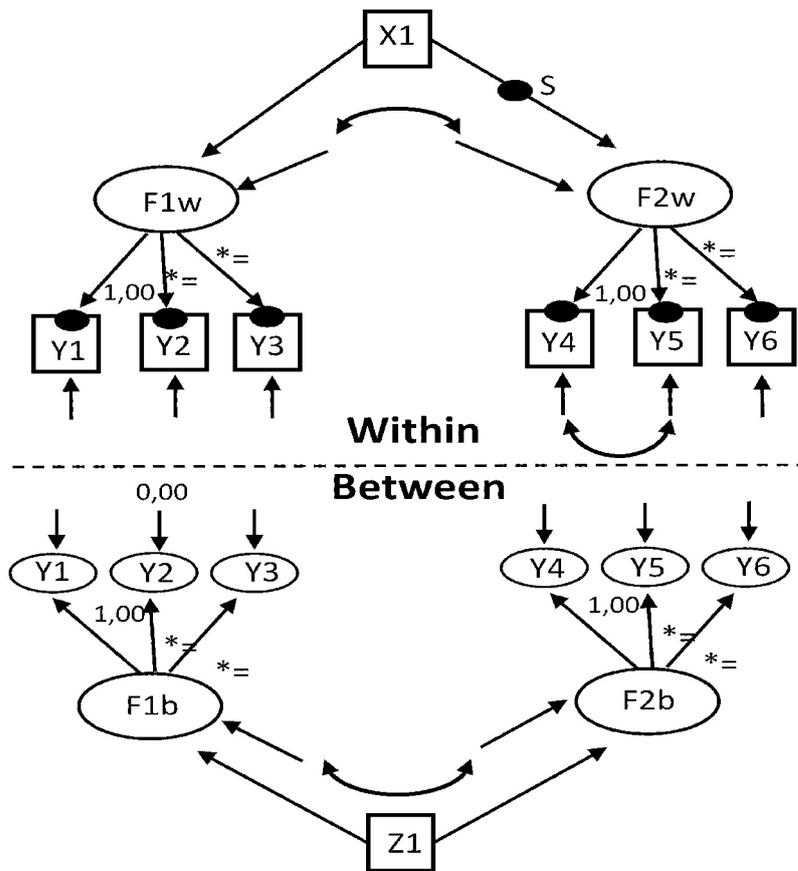
```
S | F2w ON female;
```

Wichtig ist zu berücksichtigen, dass Inputfiles mit RANDOM-Erweiterung (Tab. 11.1, Zeile 21) in Mplus keine standardisierten Schätzwerte ausgeben und auch das Angebot von Fit-Indices bei ihnen sehr eingeschränkt ist (Tab. 11b, Zeilen 15-27).

²² Das Modell 11 entspricht mit einigen kleineren Modifikationen (andere Residuenkorrelation, andere Residualvarianz-Fixierung) dem Modell 2 in Kapitel 6 von Heck/Thomas 2015: 198-200. Bis auf "Orgdemos" werden alle dort benutzten Variablen beibehalten. Die Variable "Orgdemos" wird durch die Variable "Klassengröße" ersetzt.

²³ Von seiner Logik her entspricht der Inputfile zu Modell 11 auch dem Inputfile zu Modell 5.

Abb. 11: Graphische Skizze der Struktur von Modell 11 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



F1: Lese-Kompetenz
 Y1: Wortverständnis
 Y2: Textverständnis
 Y3: sprachl. Textanalyse
F2: Mathe-Kompetenz
 Y4: operatives Rechnen
 Y5: Geometrie
 Y6: Algebra/Funktionen
 X1: weibl. Geschl. (1/0)
 Z1: Klassengröße

Tab. 11a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 11

```

1 TITLE:  -- MLA2 - Modell 11 (mit Faktoren von Modell 6)
2         -- mit zwei Ebenen
3         -- mit 0-Varianz-Definition bei item2 (Between)
4         -- mit Residuen-Korrelationen (zwischen item4 und item5)(Between)
5         -- mit FaktorLadung-Invarianzen zwischen L1 und L2
6         -- mit zwei Prädiktoren: female (within), deptsz (between)
7         -- mit Random Effekt auf L2: female->F2w
8
9 DATA:  FILE IS ch73LCFA.dat;
10        Format is 11f8.0,7f8.2;
11
12 VARIABLE:  Names are orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
13            age female deptsz dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
14            orgprod1 orgprod2;
15
16            Usevariables are deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6 female deptsz;
17            cluster = deptid;
18            Within = female;
19            Between = deptsz;
20
21 ANALYSIS:  TYPE = TWOLEVEL RANDOM; ! hiermit wird RANDOM-Schätzung möglich
22            Estimator = MLR;
23
24 Model:
25     %between%
26     F1 b by item1
27         item2(22)
28         item3(33);
29     F2b by item4
30         item5(55)
31         item6(66);
32         item2@0;
33         ! die Residuen von item2 werden
34         ! auf 0 gesetzt, weil ihre Varianzen sehr klein sind
35         ! und so die Modelle besser zu identifizieren sind
36     F1 b F2b ON deptsz;
37
38     %within%
39     F1 w by item1
40         item2(22)
41         item3(33);
42     F2w by item4
43         item5(55)
44         item6(66);
45         item5 with item4; !Residuen-Korrelation (nach modindices)
46     F1 w ON female;
47     S|F2w ON female; ! hiermit wird S als Random-Variable definiert
48
49 OUTPUT:  sampstat;
50          ! standardized ist mit RANDOM-Schätzung nur bei ESTIMATOR = BAYES möglich
51

```

Tab. 11b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 11 (ausgewählte Bereiche)

1	SUMMARY OF DATA					
2						
3	Number of clusters	373				
4	Average cluster size	7.292				
5						
6	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables					
7						
8	Intraclass	Intraclass		Intraclass		
9	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
10						
11	ITEM1	0.319	ITEM2	0.264	ITEM3	0.249
12	ITEM4	0.310	ITEM5	0.271	ITEM6	0.217
13						
14						
15	MODEL FIT INFORMATION					
16						
17	Number of Free Parameters	33				
18						
19	Loglikelihood					
20	H0 Value	-53534.816				
21	H0 Scaling Correction Factor	3.2022				
22	for MLR					
23	Information Criteria					
24	Akaike (AIC)	107135.632				
25	Bayesian (BIC)	107330.609				
26	Sample-Size Adjusted BIC	107225.758				
27	(n* = (n + 2) / 24)					
28						
29	MODEL RESULTS					
30						
31		Estimate	S.E. Est./S.E.	T wo-Tailed		
32				P-Value		
33	Within Level					
34						
35	F1W	BY				
36	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000	
37	ITEM2	1.740	0.051	34.070	0.000	
38	ITEM3	2.191	0.065	33.761	0.000	
39						
40	F2W	BY				
41	ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000	
42	ITEM5	1.354	0.032	42.231	0.000	
43	ITEM6	0.905	0.024	37.350	0.000	
44						
45	F1W	ON				
46	FEMALE	0.966	0.208	4.633	0.000	
47						
48	F2W	WITH				
49	F1W	29.820	1.558	19.140	0.000	
50						
51	ITEM5	WITH				

52	ITEM4	24.378	2.084	11.699	0.000
53	Residual Variances				
54	ITEM1	6.859	0.347	19.774	0.000
55	ITEM2	20.996	1.378	15.235	0.000
56	ITEM3	14.709	1.330	11.062	0.000
57	ITEM4	27.625	1.584	17.441	0.000
58	ITEM5	69.943	3.303	21.178	0.000
59	ITEM6	41.747	1.744	23.942	0.000
60	F1W	24.756	1.472	16.823	0.000
61	F2W	39.944	2.264	17.642	0.000
62					
63	Between Level				
64					
65	F1B BY				
66	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
67	ITEM2	1.740	0.051	34.070	0.000
68	ITEM3	2.191	0.065	33.761	0.000
69					
70	F2B BY				
71	ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
72	ITEM5	1.354	0.032	42.231	0.000
73	ITEM6	0.905	0.024	37.350	0.000
74					
75	F1B ON				
76	DEPTSIZE	-0.031	0.046	-0.683	0.495
77					
78	F2B ON				
79	DEPTSIZE	0.002	0.069	0.030	0.976
80					
81	F2B WITH				
82	F1B	15.492	3.447	4.495	0.000
83					
84	Means				
85	S	1.668	0.295	5.653	0.000
86					
87	Intercepts				
88	ITEM1	19.490	1.134	17.182	0.000
89	ITEM2	32.744	2.015	16.247	0.000
90	ITEM3	31.581	2.555	12.359	0.000
91	ITEM4	29.885	1.713	17.445	0.000
92	ITEM5	37.130	2.340	15.871	0.000
93	ITEM6	36.106	1.531	23.581	0.000
94					
95	Variances				
96	S	0.511	0.649	0.787	0.431
97	Residual Variances				
98	ITEM1	1.589	1.445	1.100	0.271
99	ITEM2	0.000	0.000	999.000	999.000
100	ITEM3	11.907	6.419	1.855	0.064
101	ITEM4	0.475	0.346	1.373	0.170
102	ITEM5	4.581	0.932	4.913	0.000
103	ITEM6	2.619	0.787	3.328	0.001
104	F1B	9.790	2.393	4.091	0.000
105	F2B	25.046	4.937	5.073	0.000

5 Komplexe CFA/SEM-Modelle (mit latenten Konstrukten und latenten Prädiktoren)

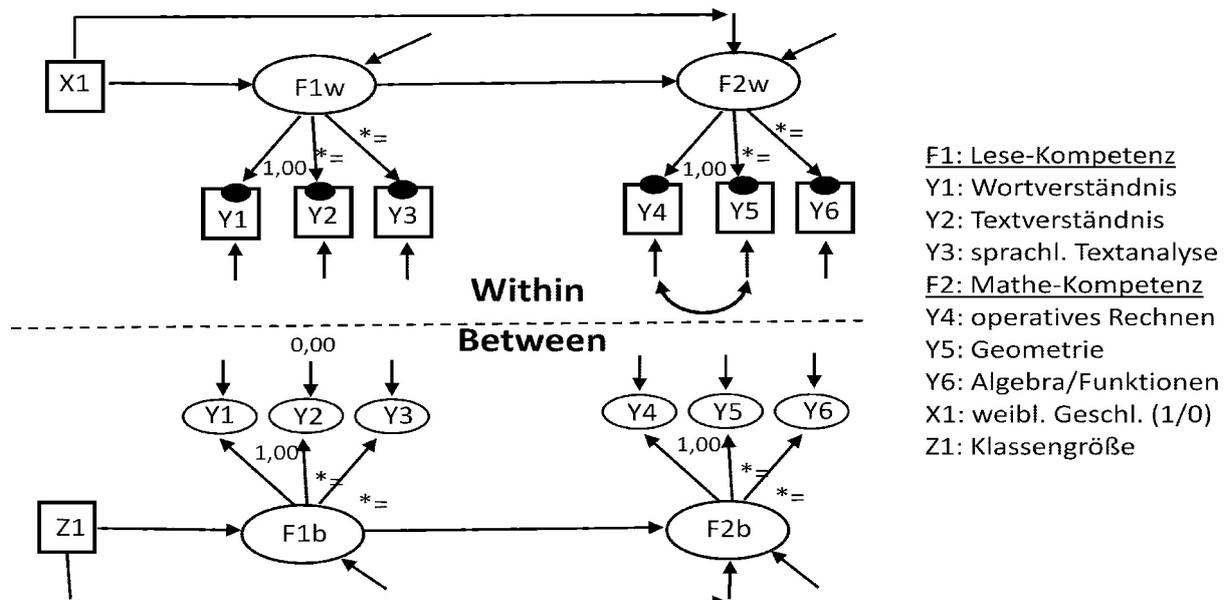
Modell 12

Das Modell 12 operiert mit den gleichen Variablen und Konstrukten wie Modell 11. Das Modell soll allerdings zeigen, in welcher Weise auch Mehr-Indikatoren-Konstrukte als Mediatorvariablen in die Mehrebenenanalyse einbezogen werden können. Dazu haben wir ein rein didaktisches Modell 12 spezifiziert. Das Modell postuliert fiktive Zusammenhänge, die empirisch und analytisch nur schwerlich zu begründen sind (z.B. im Within-Teilmodell: Geschlecht \rightarrow Lesekompetenz \rightarrow Mathe-Kompetenz) und die ausschließlich die Konstruktions- und Programmierlogik von Mehrebenenmodellen mit Mediatorvariablen verdeutlichen sollen.

Das Modell 12 wird in Abbildung 12 veranschaulicht. Es enthält die Mediatorvariablen F1w (im Within-Teilmodell) und F1b (im Between-Teilmodell). Der Einbezug dieser Mediatorvariablen in das Mehrebenenmodell führt dazu, dass die beiden externen Variablen X1 und Z1 jeweils einen direkten und einen indirekten Effekt auf F2w bzw. F2b haben. Der Slope eines jeden indirekten Effekts wird durch Multiplikation derjenigen Slopes berechnet, welche die Pfade von X1 bzw. Z1 bis zu ihrem jeweiligen Endpunkt ausmachen. Und der Gesamteffekt einer jeden unabhängigen Variablen wird durch Addition ihrer einzelnen direkten und indirekten Pfade ermittelt (mehr dazu in Urban/Mayerl 2018: 334-345).

Der Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 12 ist in Tabelle 12a enthalten. Die Ausgabe von wesentlichen Teilen des Mplus-Outputfiles ist in Tabelle 12b zu finden.

Abb. 12: Graphische Skizze der Struktur von Modell 12
(Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Der Mplus-Inputfile zu Modell 12 enthält nur Mplus-Anweisungen, die auch schon in den Mplus-Inputfiles der vorausgegangenen Modellspezifikationen benutzt wurden. So wird u.a. eine Invarianz der Faktorladungen zwischen Within-Teilmodell und Between-Teilmodell festgelegt (Tab. 12a, Zeilen 28-34, 41-47). Auch wird eine Residuenvarianz auf 0,00 fixiert (Tab. 12a, Zeilen 35-38) und zwischen zwei Residuenvarianzen eine Kovarianz zugelassen (Tab. 12a, Zeilen 48-49). Die eigentlichen Pfade des Modells werden in den Zeilen 39f sowie 50f deklariert.

Die wichtigsten Parameterschätzwerte des Modells 12 befinden sich in Tab. 12b. Dort verweisen die Fit-Indices der Modellschätzung auf eine zufriedenstellende Anpassung der Schätzung an die beobachteten Varianzen und Kovarianzen (Tab. 12b, Zeilen 16-33). Im Within-Teilmodell wird der standardisierte Slope des direkten Effekts von X1 auf F2w mit einem Wert von 0,097 (Tab. 12b, Zeile 133f) geschätzt. Und der Slope des diesbezüglichen indirekten Effekts beträgt dort $0,040 * 0,943 = 0,09$ (Tab. 12b, Zeilen 136f, 130f), sodass der totale Effekt einen Wert von $0,097+0,09=0,18$ aufweist. Demgegenüber ist im Between-Teilmodell der direkte und der indirekte Effekt von Z1 (Klassengröße), wie aufgrund der Vorergebnisse nicht anders zu erwarten, nicht-signifikant (Tab. 12b, Zeilen 167-171).

Aus den Schätzergebnissen zum Within-Teilmodell folgt, dass die Lese- und Mathe-Kompetenz von Schülerinnen größer sind als die diesbezüglichen Kompetenzen von Schülern (direkt und indirekt). Zudem bestimmt die Lesekompetenz aller Schüler*innen in hohem Ausmaß und in direkter Richtung deren Mathekompetenzen (wobei hierbei die Einflussrichtung auch von der Mathekompetenz zur Lesekompetenz hätte festgelegt werden können).

Die Schätzergebnisse zum Between-Teilmodell zeigen wiederum einen sehr hohen Zusammenhang zwischen Lesekompetenz und Mathekompetenz auf Klassenebene. Diejenigen Schulklassen, in denen die eine Kompetenz stark oder schwach ausgeprägt ist, zeigen auch eine starke oder schwache Ausprägung in der anderen Kompetenz. Zudem zeigen die Ergebnisse, dass die Klassengröße keinen signifikanten Einfluss (direkt oder indirekt) auf die Kompetenzvariablen hat.

Zur Analyse von indirekten Effekten und auch für die Berechnung von deren Signifikanzen (Sobel-Test, vgl. Urban/Mayerl 2018: 342) bietet Mplus eine sehr komfortable Routine an, die z.B. für den indirekten Effekt von x1 über y1 auf y3 ($x1 \rightarrow y1 \rightarrow y3$) aus folgenden Anweisungen besteht:

```
MODEL INDIRECT:
y3 IND y1 x1;
```

Dabei bezeichnet y3 die abhängige Variable, x1 die unabhängige Variable und y1 eine Mediatorvariable. In unserem Modell 12 würde die Routine im Anschluss an Tab. 12a, Zeile 40 und/oder nach Tab. 12a, Zeile 51 in den Mplus-Inputfile eingesetzt.

Leider ist die MODEL-INDIRECT-Routine bei Mehr-Variablen-Modellen störanfällig. Deshalb zeigt sich oftmals erst bei Schätzung des Gesamtmodells, ob die Routine zu den gewünschten Ergebnissen oder zum Abbruch der Schätzung führt.

In Kleinke et al. 2017: 184-188 wird der Einsatz und die Interpretation der MODEL-INDIRECT-Routine am Beispiel erläutert.

Tab. 12a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 12

```

1 TITLE:  -- MLA2 - Modell 12 (mit Faktoren von Modell 6)
2         -- mit zwei Ebenen
3         -- mit 0-Varianz-Definition bei item2 (Between)
4         -- mit Residuen-Korrelationen (zwischen item4 und item5)(Between)
5         -- mit FaktorLadung-Invarianzen zwischen L1 und L2
6         -- mit zwei Prädiktoren: female (within), deptsz (between)
7         -- mit F1 als mediator (indirekter Effekt über F1 nach F2)
8
9 DATA:  FILE IS ch73LCFA.dat;
10        Format is 11f8.0,7f8.2;
11
12 VARIABLE:  Names are orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
13            age female deptsz dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
14            orgprod1 orgprod2;
15
16        MISSING ARE .;
17
18        USEVARIABLES ARE deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
19            female deptsz;
20
21            cluster = deptid;
22            Within = female;
23            Between = deptsz;
24
25 ANALYSIS:  TYPE = twolevel;
26            Estimator = MLR;
27 MODEL:
28     %between%
29     F1 b by item1
30         item2(22)
31         item3(33);
32     F2 b by item4
33         item5(55)
34         item6(66);
35         item2@0;
36         ! die Residuen von item1 und item4 werden im Buch
37         ! von Heck/Thomas auf 0 gesetzt, weil ihre Varianzen sehr klein sind
38         ! und so die Modelle besser zu identifizieren sind (hier ist es item2)
39     F1 b ON deptsz;
40     F2 b ON F1 b deptsz;
41     %within%
42     F1 w by item1
43         item2(22)
44         item3(33);
45     F2 w by item4
46         item5(55)
47         item6(66);
48         item5 with item4; !residuen-Korrelation (nach modindices)
49         ! andere als im Buch von Heck/Thomas spezifiziert
50     F1 w ON female;
51     F2 w ON female F1 w;
52 OUTPUT:  sampstat stdyx;

```

Tab. 12b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 12 (ausgewählte Bereiche)

1	SUMMARY OF DATA					
2						
3	Number of missing data patterns					1
4	Number of clusters					373
5						
6	Average cluster size					7.292
7						
8	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables					
9						
10	Intraclass	Intraclass		Intraclass		
11	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
12						
13	ITEM1	0.319	ITEM2	0.264	ITEM3	0.249
14	ITEM4	0.310	ITEM5	0.271	ITEM6	0.217
15						
16	MODEL FIT INFORMATION					
17						
18	Information Criteria					
19	Akaike (AIC)					107134.275
20	Bayesian (BIC)					107323.343
21	Sample-Size Adjusted BIC					107221.669
22	(n* = (n + 2) / 24)					
23						
24	RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)					
25	Estimate					0.055
26						
27	CFI/TLI					
28	CFI					0.957
29	TLI					0.935
30						
31	SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)					
32	Value for Within					0.038
33	Value for Between					0.079
34						
35	MODEL RESULTS					
36					T wo-Tailed	
37		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value	
38						
39	Within Level					
40						
41	F1W	BY				
42	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000	
43	ITEM2	1.740	0.051	34.086	0.000	
44	ITEM3	2.191	0.065	33.763	0.000	
45						
46	F2W	BY				
47	ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000	
48	ITEM5	1.355	0.032	42.315	0.000	
49	ITEM6	0.906	0.024	37.380	0.000	
50						
51	F2W	ON				
52	F1W	1.204	0.033	36.113	0.000	

53	F1W	ON				
54	FEMALE		0.966	0.209	4.631	0.000
55						
56	F2W	ON				
57	FEMALE		0.508	0.198	2.560	0.010
58						
59	ITEM5	WITH				
60	ITEM4		24.375	2.082	11.708	0.000
61						
62	Residual Variances					
63	ITEM1		6.859	0.347	19.792	0.000
64	ITEM2		20.996	1.380	15.219	0.000
65	ITEM3		14.706	1.330	11.055	0.000
66	ITEM4		27.647	1.579	17.511	0.000
67	ITEM5		69.888	3.299	21.188	0.000
68	ITEM6		41.743	1.745	23.924	0.000
69	F1W		24.752	1.471	16.824	0.000
70	F2W		4.155	1.057	3.930	0.000
71						
72	Between Level					
73						
74	F1B	BY				
75	ITEM1		1.000	0.000	999.000	999.000
76	ITEM2		1.740	0.051	34.086	0.000
77	ITEM3		2.191	0.065	33.763	0.000
78						
79	F2B	BY				
80	ITEM4		1.000	0.000	999.000	999.000
81	ITEM5		1.355	0.032	42.315	0.000
82	ITEM6		0.906	0.024	37.380	0.000
83						
84	F2B	ON				
85	F1B		1.576	0.064	24.540	0.000
86						
87	F1B	ON				
88	DEPTSIZE		-0.031	0.046	-0.679	0.497
89						
90	F2B	ON				
91	DEPTSIZE		0.050	0.030	1.647	0.100
92						
93	Intercepts					
94	ITEM1		19.486	1.134	17.183	0.000
95	ITEM2		32.736	2.015	16.246	0.000
96	ITEM3		31.571	2.555	12.357	0.000
97	ITEM4		29.909	1.714	17.453	0.000
98	ITEM5		37.162	2.342	15.867	0.000
99	ITEM6		36.126	1.532	23.574	0.000
100						
101	Residual Variances					
102	ITEM1		1.594	1.449	1.100	0.271
103	ITEM2		0.000	0.000	999.000	999.000
104	ITEM3		11.889	6.417	1.853	0.064
105	ITEM4		0.504	0.347	1.452	0.147
106	ITEM5		4.551	0.932	4.885	0.000

107	ITEM6	2.591	0.784	3.304	0.001
108	F1B	9.796	2.392	4.096	0.000
109	F2B	0.670	0.476	1.409	0.159
110					
111					
112	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
113	STDYX Standardization				
114					
115				T wo-Tailed	
116		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
117					
118	Within Level				
119					
120	F1W BY				
121	ITEM1	0.886	0.005	166.997	0.000
122	ITEM2	0.885	0.008	109.324	0.000
123	ITEM3	0.944	0.005	200.744	0.000
124					
125	F2W BY				
126	ITEM4	0.772	0.014	54.350	0.000
127	ITEM5	0.719	0.015	47.970	0.000
128	ITEM6	0.667	0.016	41.965	0.000
129					
130	F2W ON				
131	F1W	0.943	0.013	71.363	0.000
132					
133	F1W ON				
134	FEMALE	0.097	0.020	4.725	0.000
135					
136	F2W ON				
137	FEMALE	0.040	0.016	2.532	0.011
138					
139	ITEM5 WITH				
140	ITEM4	0.555	0.026	21.717	0.000
141					
142	Residual Variances				
143	ITEM1	0.215	0.009	22.922	0.000
144	ITEM2	0.217	0.014	15.164	0.000
145	ITEM3	0.109	0.009	12.309	0.000
146	ITEM4	0.404	0.022	18.449	0.000
147	ITEM5	0.483	0.022	22.404	0.000
148	ITEM6	0.556	0.021	26.228	0.000
149	F1W	0.991	0.004	250.815	0.000
150	F2W	0.102	0.024	4.185	0.000
151					
152	Between Level				
153					
154	F1B BY				
155	ITEM1	0.928	0.045	20.440	0.000
156	ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
157	ITEM3	0.894	0.047	18.830	0.000
158					
159	F2B BY				
160	ITEM4	0.990	0.007	144.688	0.000

161	ITEM5	0.954	0.009	103.417	0.000
162	ITEM6	0.942	0.018	53.273	0.000
163					
164	F2B ON				
165	F1B	0.988	0.010	95.047	0.000
166					
167	F1B ON				
168	DEPTSIZE	-0.045	0.068	-0.659	0.510
169					
170	F2B ON				
171	DEPTSIZE	0.046	0.028	1.610	0.107
172					
173	Intercepts				
174	ITEM1	5.769	1.083	5.329	0.000
175	ITEM2	6.003	0.778	7.716	0.000
176	ITEM3	4.110	0.612	6.713	0.000
177	ITEM4	5.923	0.746	7.938	0.000
178	ITEM5	5.231	0.601	8.701	0.000
179	ITEM6	7.519	0.846	8.885	0.000
180					
181	Residual Variances				
182	ITEM1	0.140	0.084	1.659	0.097
183	ITEM2	0.000	0.000	5.062	0.000
184	ITEM3	0.202	0.085	2.376	0.018
185	ITEM4	0.020	0.014	1.457	0.145
186	ITEM5	0.090	0.018	5.124	0.000
187	ITEM6	0.112	0.033	3.367	0.001
188	F1B	0.998	0.006	161.513	0.000
189	F2B	0.027	0.021	1.292	0.196
190					
191	R-SQUARE				
192					
193	Within Level				
194					
195					
196	Observed				T wo-Tailed
197	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
198					
199	ITEM1	0.785	0.009	83.499	0.000
200	ITEM2	0.783	0.014	54.662	0.000
201	ITEM3	0.891	0.009	100.372	0.000
202	ITEM4	0.596	0.022	27.175	0.000
203	ITEM5	0.517	0.022	23.985	0.000
204	ITEM6	0.444	0.021	20.983	0.000
205					
206	Latent				T wo-Tailed
207	Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
208					
209	F1W	0.009	0.004	2.363	0.018
210	F2W	0.898	0.024	36.830	0.000
211					
212	Between Level				
213					
214	Observed				T wo-Tailed

Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
ITEM1	0.860	0.084	10.220	0.000
ITEM2	1.000	0.000	*****	0.000
ITEM3	0.798	0.085	9.415	0.000
ITEM4	0.980	0.014	72.344	0.000
ITEM5	0.910	0.018	51.709	0.000
ITEM6	0.888	0.033	26.636	0.000
Latent				Two-Tailed
Variable	Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
F1B	0.002	0.006	0.330	0.742
F2B	0.973	0.021	46.862	0.000

6 Komplexe Drei-Ebenen-Modelle (mit CFA-Modellen)

Modell 13

Wir haben bislang ausschließlich Mehrebenenmodelle mit zwei Ebenen (L1 und L2) spezifiziert und in die Mplus-Steuersprache übersetzt. Das Softwarepaket "Mplus" erlaubt es aber auch, Mehrebenenmodelle für drei Ebenen (L1, L2, L3) mit geschachtelten Messobjekten zu schätzen. Dann käme z.B. zur L1-Ebene der Individualeigenschaften von Schüler*innen (L1) und zur L2-Ebene der Makroeigenschaften von Schulklassen noch die L3-Ebene der Makroeigenschaften von Schulen hinzu. Die Modelle beständen somit aus Daten der drei Ebenen: 1) Schüler*innen, 2) Schulklassen, 3) Schulen. Dann würde z.B. jede Schule einen L3-Messwert hinsichtlich der Geometrie-Fähigkeiten (Y5) ihrer Schüler*innen aufweisen, der sich aus den Durchschnittswerten der Geometrie-Fähigkeiten in allen Schulklassen ergäbe.

Zur Veranschaulichung wollen wir hier Modell 6 wieder aufgreifen und dieses Modell um eine weitere Makroebene erweitern, auf der diejenigen Eigenschaften liegen, die jeder einzelnen Schule zuzurechnen wären. Das neue Modell 13 (vgl. die folgende Abb. 13.1) soll also zeigen, ob es ein einheitliches Modell zur Beobachtung von schulischen Kompetenzen geben kann, das für die drei Ebenen: "Schüler*innen", "Schulklassen" und "Schulen" gilt und bei dem die Messmodelle auf allen drei Ebenen die gleiche Struktur und die gleichen Gewichtungsfaktoren (Faktorladungen) aufweisen.

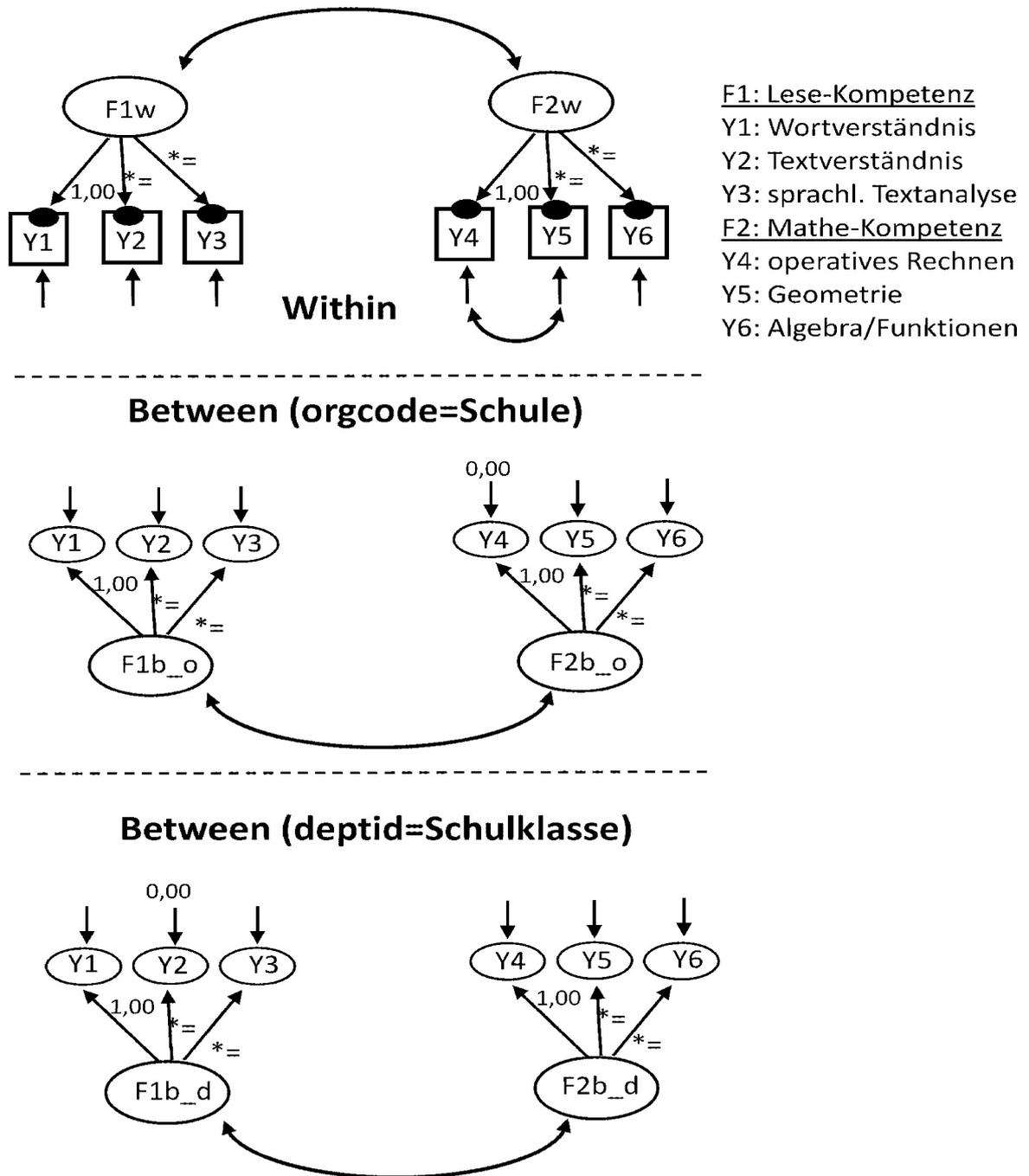
Zum Verständnis von Modell 13 verweise ich auf die ausführlichen Erläuterungen zu Modell 6 in diesem Skript. Es sind aber auch folgende Unterschiede zwischen den Inputfiles von Modell 6 und Modell 13 zu beachten:

- U1: Das Gesamtmodell besteht nunmehr aus drei Teilmodellen: einem Within-Teilmodell und zwei Between-Teilmodellen.
- U2: Bei der Benennung der Cluster-Variablen ist die neue, zweite Cluster-Variable "orgcode" (=Schulen) zu ergänzen (Tab. 13a, Zeile 18).
- U3: Der Analyse-Typ ist nicht mehr "twolevel" sondern "threelevel" (Tab. 13a, Zeile 21).
- U4: Bei Auflistung der zwei Between-Teilmodelle sind die Namen der Cluster-Variablen zu ergänzen: %BETWEEN orgcode% und %BETWEEN deptid% (Tab. 13a, Zeilen 25, 34).

Die Abbildung 13.1 zeigt sehr schön, aus welchen drei Teilmodellen das neue Modell 13 besteht. Neu hinzugekommen ist das Between-orgcode-Teilmodell, das in der Mitte der Graphik zu finden ist. Dieses Teilmodell ist im Mplus-Inputfile (Tab. 13a) in den Zeilen 25 bis 32 zu finden. Bis auf die Ergänzung "orgcode" in Zeile 25 und die Benennung von item4 (Zeile 32) anstelle von item2 (Zeile 41) unterscheidet es sich nicht vom Between-deptid-Teilmodell. Die beiden Between-Teilmodelle von Modell 13 sind sich also bis auf wenige Unterschiede sehr ähnlich. Und zusätzlich sind natürlich im Drei-Ebenen-Modell die drei Modifikationen zu berücksichtigen, die oben unter U2 bis U4 benannt wurden.

Es bleibt also festzuhalten, dass die Mplus/SEM-analytische Spezifikation von Mehrebenenmodellen relativ leicht von Modellen mit zwei Ebenen auf Modell mit drei Ebenen zu erweitern ist. Weitere Beispiele für Drei-Ebenen-Modelle, die nach der Mplus-Logik spezifiziert und geschätzt wurden, sind zu finden in Urban 2022: 153-222.

Abb. 13: Graphische Skizze der Struktur von Modell 13 (Mplus/SEM-analytische Spezifikation)



Tab. 13a: Mplus-Inputfile zur Schätzung von Modell 13

```

1 TITLE:    -- Model 13: Three-level CFA model;
2           -- mit drei Ebenen
3           -- mit FL-Invarianzen zwischen L1, L2, L3
4           -- mit Varianz-Definitionen (=0,00) bei item2 (bei deptid)
5           und item4 (bei orgcode)
6           -- mit Kovarianz zw. item5 und item4 bei Within
7
8 DATA:    FILE IS ch73LCFA.dat;
9           FORMAT IS 11f8.0,7f8.2;
10
11 VARIABLE: NAMES ARE orgcode deptid item1 item2 item3 item4 item5 item6
12           age female deptsz size dept_m orgsize empstab orgdemos orgqual
13           orgprod1 orgprod2;
14
15 USEVARIABLES ARE orgcode deptid item1 item2 item3 item4
16           item 5 item6;
17
18 CLUSTER = orgcode deptid;
19
20 ANALYSIS:
21     TYPE = threlevel;
22     Estimator is MLR;
23
24 MODEL:
25     %BETWEEN orgcode%
26         F1 b_o by item1
27             item2(1)
28             item3(2);
29         F1 b_o by item4
30             item5(3)
31             item6(4);
32         item4@0;
33
34     %BETWEEN deptid%
35         F1 b_d by item1
36             item2(1)
37             item3(2);
38         F2 b_d by item4
39             item5(3)
40             item6(4);
41         item2@0;
42
43     %WITHIN%
44         F1 w by item1
45             item2(1)
46             item3(2);
47         F2 w by item4
48             item5(3)
49             item6(4);
50         item4 WITH item5;
51
52 OUTPUT:  sampstat stdyx;

```

Tab. 13b: Mplus-Ausgabe von Modellschätzung 13 (ausgewählte Bereiche)

1	SUMMARY OF DATA					
2						
3	Number of DEPTID clusters					373
4	Number of ORGCODE clusters					148
5						
6	Average cluster size for DEPTID level					7.292
7						
8	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables for DEPTID level					
9						
10	Intraclass	Intraclass		Intraclass		
11	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
12						
13	ITEM1	0.143	ITEM2	0.043	ITEM3	0.028
14	ITEM4	0.083	ITEM5	0.044	ITEM6	0.097
15						
16	Average cluster size for ORGCODE level					18.378
17						
18	Estimated Intraclass Correlations for the Y Variables for ORGCODE level					
19						
20	Intraclass	Intraclass		Intraclass		
21	Variable	Correlation	Variable	Correlation	Variable	Correlation
22						
23	ITEM1	0.151	ITEM2	0.189	ITEM3	0.208
24	ITEM4	0.201	ITEM5	0.203	ITEM6	0.105
25						
26	MODEL FIT INFORMATION					
27	Number of Free Parameters					36
28						
29	Information Criteria					
30	Akaike (AIC)					106877.395
31	Bayesian (BIC)					107090.097
32	Sample-Size Adjusted BIC					106975.713
33	($n^* = (n + 2) / 24$)					
34						
35	RMSEA (Root Mean Square Error Of Approximation)					
36	Estimate					0.038
37						
38	CFI/TLI					
39	CFI					0.967
40	TLI					0.955
41						
42	SRMR (Standardized Root Mean Square Residual)					
43	Value for Within					0.029
44	Value for Between Level 2					0.465
45	Value for Between Level 3					0.114
46						
47						
48						
49						
50						
51						
52						

	Estimate	S.E.	Est./S.E.	T wo-Tailed P-Value
MODEL RESULTS				
Within Level				
F1W BY				
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM2	1.741	0.045	38.496	0.000
ITEM3	2.181	0.073	29.741	0.000
F2W BY				
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM5	1.352	0.034	40.089	0.000
ITEM6	0.903	0.028	32.275	0.000
F2W WITH				
F1W	31.323	2.030	15.427	0.000
ITEM4 WITH				
ITEM5	23.362	2.263	10.322	0.000
Variances				
F1W	25.700	1.846	13.923	0.000
F2W	42.583	2.665	15.978	0.000
Residual Variances				
ITEM1	6.989	0.367	19.054	0.000
ITEM2	20.445	1.358	15.055	0.000
ITEM3	15.300	1.688	9.066	0.000
ITEM4	26.877	1.702	15.791	0.000
ITEM5	68.668	3.481	19.724	0.000
ITEM6	42.204	1.756	24.027	0.000
Between DEPTID Level				
F1B_D BY				
ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM2	1.741	0.045	38.496	0.000
ITEM3	2.181	0.073	29.741	0.000
F2B_D BY				
ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
ITEM5	1.352	0.034	40.089	0.000
ITEM6	0.903	0.028	32.275	0.000
F2B_D WITH				
F1B_D	0.673	0.943	0.714	0.475
Variances				
F1B_D	0.170	0.522	0.325	0.745
F2B_D	2.504	1.662	1.506	0.132

107					
108	Residual Variances				
109	ITEM1	1.333	1.853	0.719	0.472
110	ITEM2	0.000	0.000	999.000	999.000
111	ITEM3	0.455	0.707	0.644	0.520
112	ITEM4	0.618	0.351	1.763	0.078
113	ITEM5	2.831	1.211	2.339	0.019
114	ITEM6	1.823	0.861	2.117	0.034
115					
116	Between ORGCODE Level				
117					
118	F1B_O BY				
119	ITEM1	1.000	0.000	999.000	999.000
120	ITEM2	1.741	0.045	38.496	0.000
121	ITEM3	2.181	0.073	29.741	0.000
122					
123	F2B_O BY				
124	ITEM4	1.000	0.000	999.000	999.000
125	ITEM5	1.352	0.034	40.089	0.000
126	ITEM6	0.903	0.028	32.275	0.000
127					
128	F2B_O WITH				
129	F1B_O	11.283	1.354	8.332	0.000
130					
131	Intercepts				
132	ITEM1	19.171	0.267	71.859	0.000
133	ITEM2	32.189	0.461	69.854	0.000
134	ITEM3	30.889	0.570	54.235	0.000
135	ITEM4	30.759	0.419	73.449	0.000
136	ITEM5	38.318	0.599	63.950	0.000
137	ITEM6	36.886	0.348	106.028	0.000
138					
139	Variances				
140	F1B_O	7.356	0.887	8.290	0.000
141	F2B_O	17.584	2.414	7.286	0.000
142					
143	Residual Variances				
144	ITEM1	0.121	0.215	0.562	0.574
145	ITEM2	0.397	0.377	1.052	0.293
146	ITEM3	9.802	8.959	1.094	0.274
147	ITEM4	0.000	0.000	999.000	999.000
148	ITEM5	1.364	0.785	1.737	0.082
149	ITEM6	0.869	0.575	1.511	0.131
150					
151					
152	STANDARDIZED MODEL RESULTS				
153	STDYX Standardization				
154					T wo-Tailed
155		Estimate	S.E.	Est./S.E.	P-Value
156					
157	Within Level				
158					
159	F1W BY				
160	ITEM1	0.887	0.006	153.238	0.000

161	ITEM2	0.890	0.008	105.906	0.000
162	ITEM3	0.943	0.005	176.089	0.000
163					
164	F2W BY				
165	ITEM4	0.783	0.015	53.557	0.000
166	ITEM5	0.729	0.015	49.990	0.000
167	ITEM6	0.672	0.018	37.450	0.000
168					
169	F2W WITH				
170	F1W	0.947	0.012	76.315	0.000
171					
172	ITEM4 WITH				
173	ITEM5	0.544	0.029	18.852	0.000
174					
175	Variances				
176	F1W	1.000	0.000	999.000	999.000
177	F2W	1.000	0.000	999.000	999.000
178					
179	Residual Variances				
180	ITEM1	0.214	0.010	20.835	0.000
181	ITEM2	0.208	0.015	13.897	0.000
182	ITEM3	0.111	0.010	11.021	0.000
183	ITEM4	0.387	0.023	16.901	0.000
184	ITEM5	0.469	0.021	22.049	0.000
185	ITEM6	0.549	0.024	22.778	0.000
186					
187	Between DEPTID Level				
188					
189	F1B_D BY				
190	ITEM1	0.336	0.387	0.869	0.385
191	ITEM2	1.000	0.000	3368.742	0.000
192	ITEM3	0.800	0.398	2.007	0.045
193					
194	F2B_D BY				
195	ITEM4	0.896	0.063	14.281	0.000
196	ITEM5	0.786	0.105	7.503	0.000
197	ITEM6	0.727	0.147	4.931	0.000
198					
199	F2B_D WITH				
200	F1B_D	1.033	0.596	1.734	0.083
201					
202	Variances				
203	F1B_D	1.000	0.000	999.000	999.000
204	F2B_D	1.000	0.000	999.000	999.000
205					
206	Residual Variances				
207	ITEM1	0.887	0.260	3.413	0.001
208	ITEM2	0.000	0.001	0.328	0.743
209	ITEM3	0.361	0.637	0.566	0.571
210	ITEM4	0.198	0.112	1.763	0.078
211	ITEM5	0.382	0.165	2.321	0.020
212	ITEM6	0.472	0.214	2.203	0.028
213					
214	Between ORGCODE Level				

215					
216	F1B_O BY				
217	ITEM1	0.992	0.015	67.819	0.000
218	ITEM2	0.991	0.008	117.977	0.000
219	ITEM3	0.884	0.088	10.058	0.000
220					
221	F2B_O BY				
222	ITEM4	1.000	0.000	*****	0.000
223	ITEM5	0.979	0.012	84.924	0.000
224	ITEM6	0.971	0.018	54.089	0.000
225					
226	F2B_O WITH				
227	F1B_O	0.992	0.013	77.309	0.000
228					
229	Intercepts				
230	ITEM1	7.011	0.424	16.543	0.000
231	ITEM2	6.756	0.398	16.969	0.000
232	ITEM3	4.615	0.556	8.307	0.000
233	ITEM4	7.335	0.539	13.609	0.000
234	ITEM5	6.619	0.516	12.841	0.000
235	ITEM6	9.463	0.756	12.516	0.000
236					
237	Variances				
238	F1B_O	1.000	0.000	999.000	999.000
239	F2B_O	1.000	0.000	999.000	999.000
240					
241	Residual Variances				
242	ITEM1	0.016	0.029	0.558	0.577
243	ITEM2	0.017	0.017	1.050	0.294
244	ITEM3	0.219	0.155	1.409	0.159
245	ITEM4	0.000	0.000	7.286	0.000
246	ITEM5	0.041	0.023	1.802	0.072
247	ITEM6	0.057	0.035	1.640	0.101
248					
249					
250	R-SQUARE				
251					
252	Within Level				
253	Observed				Two-Tailed
254	Variable	Estimate	S.E. Est./S.E.		P-Value
255					
256	ITEM1	0.786	0.010	76.619	0.000
257	ITEM2	0.792	0.015	52.953	0.000
258	ITEM3	0.889	0.010	88.044	0.000
259	ITEM4	0.613	0.023	26.778	0.000
260	ITEM5	0.531	0.021	24.995	0.000
261	ITEM6	0.451	0.024	18.725	0.000
262					
263	Between DEPTID Level				
264					
265	Observed				Two-Tailed
266	Variable	Estimate	S.E. Est./S.E.		P-Value
267					
268	ITEM1	0.113	0.260	0.434	0.664

269	ITEM2	1.000	0.001	1684.371	0.000
270	ITEM3	0.639	0.637	1.003	0.316
271	ITEM4	0.802	0.112	7.140	0.000
272	ITEM5	0.618	0.165	3.752	0.000
273	ITEM6	0.528	0.214	2.465	0.014
274					
275	Between ORGCODE Level				
276					
277	Observed				Two-Tailed
278	Variable	Estimate	S.E. Est./S.E.		P-Value
279					
280	ITEM1	0.984	0.029	33.909	0.000
281	ITEM2	0.983	0.017	58.988	0.000
282	ITEM3	0.781	0.155	5.029	0.000
283	ITEM4	1.000	0.000	*****	0.000
284	ITEM5	0.959	0.023	42.462	0.000
285	ITEM6	0.943	0.035	27.045	0.000
286					

Literatur

- Heck, R.H./Thomas, S.L., 2015: An Introduction to Multilevel Modeling Techniques. MLM and SEM Approaches Using Mplus (3rd ed.). New York: Routledge.
- Hox, J.J. et al., 2018: Multilevel Analysis. Techniques and Applications (3rd ed.). New York: Routledge.
- Kleinke, C. et al., 2017: Strukturgleichungsmodelle mit Mplus. Berlin: De Gruyter.
- Urban, D., 2022: Mehrebenenanalyse: Die wichtigsten 23 Modelle zur Analyse von dichotomen und metrischen Zwei- und Drei-Ebenen-Effekten (unter Verwendung von Mplus). In: SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart, No. 51, Stuttgart: SOWI.
(<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/dokumente/forschung/siss/SISS52.pdf>)
- Urban, D./Mayerl, J., 2018: Angewandte Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Praxis. Wiesbaden: Springer VS.

SISS:

Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart

<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/forschung/schriftenreihe-des-instituts-fuer-sozialwissenschaften-siss/>

- No. 52/2022 Mehrebenenanalyse (Teil 2): Zur Anwendung von CFA/SEM-Techniken bei der Schätzung von Modellen mit latenten Konstrukten (unter Verwendung von Mplus).
Dieter Urban
- No. 51/2022 Mehrebenenanalyse: Die wichtigsten 23 Modelle zur Analyse von dichotomen und metrischen Zwei- und Drei-Ebenen-Effekten (unter Verwendung von Mplus).
Dieter Urban
- No. 50/2020 Verfahren der Multiplen Imputation bei Schätzung von Strukturgleichungsmodellen mit latenten Variablen. Ein systematischer Vergleich mittels Monte-Carlo-Simulationen.
Andreas Wahl, Dieter Urban
- No. 49/2020 Psychische Gesundheit: Eine heikle Thematik in der empirischen Umfrageforschung?
Zur Validierung des Crosswise Modells.
Anna Götze, Andreas Wahl
- No. 48/2020 Analyse und Schätzung von Mehrgruppen-Strukturgleichungsmodellen mittels SPSS und EQS. Eine praxisnahe Anleitung.
Andreas Wahl, Dieter Urban
- No. 47/2020 Machine Learning basierte Response Style Identifikation:
eine simulations-statistische Pilotstudie.
Thomas Krause
- No. 46/2020 Informationskriterien zur latenten Klassenidentifikation für Multiple Indicator Growth Mixture Models.
Thomas Krause
- No. 45/2017 Die Angst vor dem Fremden. Ein Vignettenexperiment zur Bedrohungswahrnehmung.
Ergebnisse eines studentischen Projektseminars.
Alexander Geisler, Alexandra Möck, Rebecca Nell, Svenja Wiechmann, Thomas Krause
- No. 44/2016 Regressionsanalyse bei fehlenden Variablenwerten (missing values): Imputation oder Nicht-Imputation? Eine Anleitung für die Regressionspraxis mit SPSS.
Dieter Urban, Jochen Mayerl, Andreas Wahl
- No. 43/2014 Meta-Analyse mit Mehrebenenmodellen unter Verwendung von HLM.
Joachim Fiebig, Dieter Urban
- No. 42/2013 Panelanalyse mit Mehrebenenmodellen. Eine anwendungsorientierte Einführung.
Thomas Krause, Dieter Urban
- No. 41/2012 Meta-Analyse und "publication bias". Eine empirisch-statistische Fallstudie.
Joachim Fiebig, Gerrit Rudebusch, Dieter Urban

SISS:

Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart

<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/forschung/schriftenreihe-des-instituts-fuer-sozialwissenschaften-siss/>

- No. 40/2011 Pädosexuelle Viktimisierung und pädosexuelle Straffälligkeit. Ein „harter“ empirischer Hypothesentest.
Dieter Urban, Joachim Fiebig
- No. 39/2010 Binär-logistische Regressionsanalyse.
Grundlagen und Anwendung für Sozialwissenschaftler.
Jochen Mayerl, Dieter Urban
- No. 38/2010 Das Working-Poor-Problem in Deutschland.
Empirische Analysen zu den Ursachen von Armut trotz Erwerbstätigkeit.
Leonie Hellmuth, Dieter Urban
- No. 37/2010 Der Bystander-Effekt in alltäglichen Hilfsituationen: Ein nicht-reaktives Feldexperiment.
Katrín Alle, Jochen Mayerl
- No. 36/2008 Berufseintritt und Berufssituation von Soziologieabsolventen der Universität Stuttgart.
Deskriptive Ergebnisse einer Absolventenbefragung aus dem Jahr 2007.
Jochen Mayerl, Dieter Urban
- No. 35/2007 Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen. Zur statistischen Erklärung von (Geld)-Spendenverhalten.
Dieter Urban, Jochen Mayerl
- No. 34/2006 Zur soziologischen Erklärung individuellen Geldspendens.
Eine Anwendung und Erweiterung der Theory of Reasoned Action unter Verwendung von Antwortlatenzzeiten in einem Mediator-Moderator-Design.
Jochen Mayerl
- No. 33/2006 Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstellungen in verschiedenen Alterskohorten.
Klaus Hadwiger
- No. 32/2005 Analyzing cognitive processes in CATI-Surveys with response latencies: An empirical evaluation of the consequences of using different baseline speed measures.
Jochen Mayerl, Piet Sellke, Dieter Urban
- No. 31/2005 Persönliche Netzwerke in der Systemtheorie.
Jan A. Fuhse
- No. 30/2004 Erhöht ein Opfer-Täter-Zyklus das Risiko, Sexualstraftaten als pädosexuelle Straftaten zu begehen? Ergebnisse einer ereignisanalytischen Pilotstudie.
Dieter Urban, Heiko Lindhorst
- No. 29/2003 Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?
Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews.
Jochen Mayerl
- No. 28/2003 Systeme, Netzwerke, Identitäten. Die Konstitution sozialer Grenzziehungen am Beispiel amerikanischer Straßengangs.
Jan A. Fuhse
- No. 27/2002 Probleme bei der Messung individueller Veränderungsraten.
13 empirisch und methodisch induzierte Effekte, die es schwierig machen, Veränderungen von generalisierten Bewertungen zu ermitteln.
Dieter Urban

SISS:

Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart

<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/forschung/schriftenreihe-des-instituts-fuer-sozialwissenschaften-siss/>

- No. 26/2002 Vertrauen und Risikoakzeptanz. Zur Relevanz von Vertrauen bei der Bewertung neuer Technologien.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 25/2002 Risikoakzeptanz als individuelle Entscheidung. Zur Integration der Risikoanalyse in die nutzentheoretische Entscheidungs- und Einstellungsforschung.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 24/2001 Ist Glück ein affektiver Sozialindikator subjektiven Wohlbefindens? Dimensionen des subjektiven Wohlbefindens und die Differenz zwischen Glück und Zufriedenheit.
Jochen Mayerl
- No. 23/2001 Religiosität und Profession. Longitudinale Analysen zur Entwicklung des religiösen Selbstbildes bei Erzieherinnen.
Heiko Lindhorst
- No. 22/2001 Differentielle Technikakzeptanz, oder: Nicht immer führt die Ablehnung einer Technik auch zur Ablehnung ihrer Anwendungen. Eine nutzentheoretische und modell-statistische Analyse.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 21/2001 Unser „wir“ - ein systemtheoretisches Modell von Gruppenidentitäten.
Jan A. Fuhse
- No. 20/2000 Längsschnittdatenanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen in der politischen Sozialisationsforschung.
Dieter Urban
- No. 19/2000 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. 18/1999 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. 17/1998 Zur Interaktion zwischen Befragten und Erhebungsinstrument. Eine Untersuchung zur Konstanz des Meinungsurteils von Befragten im Interviewverlauf.
Martin Slaby
- No. 16/1998 Technikeinstellungen: gibt es die überhaupt? Ergebnisse einer Längsschnittdatenanalyse von Bewertungen der Gentechnik.
Dieter Urban
- No. 15/1998 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. 14/1997 Politische Sozialisation im Transformationsprozeß: Die Entwicklung demokratiebezogener Einstellungen von ostdeutschen Jugendlichen und deren Eltern zwischen 1992 und 1996.
Barbara Schmidt, Dieter Urban, Joachim Singelmann

SISS:

Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart

<https://www.sowi.uni-stuttgart.de/forschung/schriftenreihe-des-instituts-fuer-sozialwissenschaften-siss/>

- No. 13/1997 Die soziale Vererbung von Ausländer“feindlichkeit“. Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen.
Dieter Urban und Joachim Singelmann
- No. 12/1997 Gentechnik: „Fluch oder Segen“ versus „Fluch und Segen“. Bilanzierende und differenzierende Bewertungen der Gentechnik in der öffentlichen Meinung.
Dieter Urban und Uwe Pfenning
- No. 11/1996 Einstellungsmessung oder Einstellungsgenerierung? Die Bedeutung der informationellen Basis bei Befragten für die empirische Rekonstruktion von Einstellungen zu gentechnischen Anwendungen.
Martin Slaby
- No. 10/1996 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. 09/1995 Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a Regional Nonrandom Survey in Eastern Germany.
Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 08/1995 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. 07/1995 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. 06/1995 Regionale Strukturprobleme.
Sammelband der Beiträge zum Symposium vom 13. und 14. Oktober 1994.
Frank C. Englmann (Hrsg.)
- No. 05/1995 Die Bedeutung Neuronaler Netze in der Ökonomie.
Hermann Schnabl
- No. 04/1994 Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht aus den neuen Bundesländern.
Udo Kornblum
- No. 03/1994 Neue württembergische Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht.
Udo Kornblum
- No. 02/1994 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. 01/1994 "Vertrauen" - soziologisch betrachtet. Ein Beitrag zur Analyse binärer Interaktionssysteme.
Peter Antfang, Dieter Urban