

# Psychologische Testtheorie

## Sitzung 9

### Faktorenanalyse II



We are happy to share our materials openly:

The content of these Open Educational Resources by Lehrstuhl für Psychologische Methodenlehre und Diagnostik, Ludwig-Maximilians-Universität München is licensed under CC BY-SA 4.0. The CC Attribution-ShareAlike 4.0 International license means that you can reuse or transform the content of our materials for any purpose as long as you cite our original materials and share your derivatives under the same license.

1. In der EFA kann das zu schätzende mehrdimensionale  $\tau$ -kongenerische Testmodell durch Restriktionen und Erweiterungen nahezu beliebig spezifiziert werden.
2. Trotz globaler Modellpassung können einzelne Parameter des Modells in einer CFA auf Null geschätzt worden sein.
3. Modifikationsindizes geben an, welche zuvor fixierten Parameter eines Modells freigesetzt werden können um die globale Modellpassung zu verbessern.
4. ...

4. Ihnen liegt folgender Ausschnitt aus der CFA ( $n = 1449$ ) eines  $\tau$ -kongenerischen Modells in R vor:

- a) Die Modifikationsindizes CFI, RMSEA und SRMR sprechen dafür, dass das Modell eine akzeptable Passung hat.
- b) Sie haben zuvor bereits das essentiell  $\tau$ -äquivalente Modell getestet und einen BIC von 19002.403 erhalten. Sie können davon ausgehen können, dass dieses strengere Modell einen besseren Kompromiss aus Modellpassung und Sparsamkeit darstellt.

User Model versus Baseline Model:

Comparative Fit Index (CFI)	0.931
Tucker-Lewis Index (TLI)	0.916

Loglikelihood and Information Criteria:

Loglikelihood user model (H0)	-9062.209
Loglikelihood unrestricted model (H1)	-8939.000
Akaike (AIC)	18196.418
Bayesian (BIC)	18352.607
Sample-size adjusted Bayesian (SABIC)	18238.324

Root Mean Square Error of Approximation:

RMSEA	0.079
90 Percent confidence interval - lower	0.069
90 Percent confidence interval - upper	0.090
P-value H <sub>0</sub> : RMSEA ≤ 0.050	0.000
P-value H <sub>0</sub> : RMSEA ≥ 0.080	0.470

Standardized Root Mean Square Residual:

SRMR	0.039
------	-------

Sitzung	Datum	Thema	Themenblock
1	14.10.24	Einführung	Begriffe, Modellierung von Antwortverhalten durch Zufallsvariablen & mathematische Grundlagen der Testtheorie
2	21.10.24	Wahrscheinlichkeitstheoret. Grundlagen	
3	28.10.24	Testtheoretische Modelle I	Testtheoretische Modelle
4	04.11.24	Testtheoretische Modelle II	
5	11.11.24	Testtheoretische Modelle III	
6	18.11.24	Skalierung I	Gütekriterien psychologischer Tests
7	25.11.24	Skalierung II	
8	02.12.24	Faktorenanalyse I	
9	09.12.24	Faktorenanalyse II	

➔ In der heutigen Vorlesung beschäftigen wir uns weiter mit den Grundlagen der Faktorenanalyse und schauen uns Anwendungsbeispiele dazu an.

# Wiederholung

- Die **Faktorenanalyse** ist ein statistisches Verfahren zur Schätzung der Parameter ein- oder mehrdimensionaler Testmodelle
- Es gibt zwei Arten von Faktorenanalysen:

- **Konfirmatorische Faktorenanalysen (Confirmatory Factor Analysis: CFA)**

Eine **CFA** schätzt die Parameter eines (nahezu) **beliebigen vorgegebenen Testmodells** und prüft dessen Annahmen (z.B. dreidimensionales paralleles Testmodell) → siehe Parameterschätzung und Modelltest aus Vorlesung #07

- **Exploratorische Faktorenanalysen (Exploratory Factor Analysis: EFA)**

Eine **EFA** schätzt die Parameter eines ein- oder mehrdimensionalen  **$\tau$ -kongenerischen Modells**

Welche Schritte kann eine Faktorenanalyse umfassen?

## 1. Bestimmung der Anzahl an latenten Variablen

→ In der CFA stets theoriegeleitet, in der EFA theoriegeleitet oder empirisch ermittelt

## 2. Spezifikation des Testmodells

→ In der CFA beliebig, in der EFA stets ein ein- bzw. mehrdimensionales  $\tau$ -kongenerisches Modell

## 3. Schätzung des Testmodells

→ Auswahl an verschiedenen Schätzmethoden für CFA und EFA

→ EFA erfordert zudem Auswahl einer Rotationstechnik

## 4. Evaluation der Modellpassung

→ Wesentliches Ziel der CFA, in der EFA aber von nachgestellter Bedeutung (und deshalb hier nur für die CFA betrachtet)

## 5. Interpretation der Modellparameter

→ Hauptinteresse in der CFA und EFA oft auf den Steigungsparametern

## 6. Weiterführende Schritte

z.B. Prüfung weiterer Gütekriterien (Vorlesung #9 bis #11), Schätzung der Ausprägung einzelner Personen auf der latenten Variable (Vorlesung #12 und #13)

# 5. Neue Begriffe im Rahmen der Faktorenanalyse

- Im Rahmen der Faktorenanalysen (CFA und FEA) haben einige bekannte Größen andere Namen:
  - Die **latenten Variablen**  $\theta_l$  werden hier **Faktoren** genannt
  - Die **standardisierten Steigungsparameter**  $\beta_{zil}$  werden hier **Ladungen** genannt. Falls ein Item einen hohen standardisierten Steigungsparameter auf einem Faktor hat, sagt man auch, dass das Item „auf diesen Faktor hoch lädt“
    - Uns interessieren in der Regel die standardisierten Steigungsparameter bzw. Ladungen in der Faktorenanalyse
    - Interpretation: „Falls sich die latente Variable  $l$  um eine Standardabweichung erhöht, erhöht sich die durchschnittliche Itemantwort auf Item  $i$  um  $\beta_{zil}$  Standardabweichungen, falls alle anderen latenten Variablen konstant bleiben.“
  - Weitere wichtige Begriffe im Rahmen der Faktorenanalyse sind die **Einfachstruktur**, sowie die **Kommunalität** eines Items, der **Eigenwert** eines Faktors
  - Diese Begriffe kommen häufiger vor und werden daher nachfolgend erläutert

- Der Begriff „Ladung“ kann weiter ausdifferenziert werden:
  - Die **Hauptladung** eines Items ist die Ladung auf dem Faktor, die am höchsten ausfällt und in der Population ungleich Null ist
  - Die **Nebenladung(en)** eines Items sind die Ladungen auf einem oder mehreren Faktoren, die nicht die höchste Ladung des Items darstellen, aber dennoch in der Population ungleich Null sind

Ladungen auf Populationsebene:

	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
Item 1	<b>0.80</b>	<b>0.20</b>	0.00
Item 2	<b>0.60</b>	0.00	0.00
Item 3	0.00	0.00	0.00
Item 4	<b>0.85</b>	0.00	<b>0.80</b>
Item 5	0.00	<b>0.40</b>	0.00
Item 6	<b>0.20</b>	<b>0.30</b>	<b>0.60</b>

- Unter **Einfachstruktur** versteht man, wenn **jedes Item** eines Tests in der Population jeweils nur auf einem einzigen Faktor eine von Null verschiedene Ladung aufweist (d.h., **nur eine Hauptladung und keine Nebenladungen hat**)
- Einfachstruktur kann in der CFA als Modellannahme spezifiziert werden und ist in der EFA ein Ziel bei der Parameterschätzung

Ladungen auf Populationsebene:

	<b>Faktor 1</b>	<b>Faktor 2</b>
Item 1	0.50	0.00
Item 2	0.50	0.00
Item 3	0.90	0.00
Item 4	0.60	0.00
Item 5	0.00	0.65
Item 6	0.00	0.60

- Für die Einteilung in Haupt- und Nebenladung, sowie das Feststellen von Einfachstruktur, müssen wir die Ladungen auf Populationsebene betrachten
- Wir kennen jedoch nur die anhand der Stichprobe geschätzten Ladungen
- Diese liegen selten exakt bei Null, sodass häufig ein **Cut-Off festgelegt** wird, ab dem sehr kleine Ladungen nicht mehr als Haupt- oder Nebenladung berücksichtigt werden (z.B. Ladungen  $< .15$ )
- Es gibt auch einen Signifikanztest, der prüft ob davon ausgegangen werden kann, dass sich eine Ladung in der Population von Null unterscheidet. Dieser ist im R Output des CFA-Modelltests enthalten und kann für die EFA mit-ausgegeben werden, wird hier jedoch nicht gesondert besprochen

Geschätzte  
Ladungen:

	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
Item 1	<b>0.80</b>	<b>0.20</b>	0.02
Item 2	<b>0.56</b>	0.08	-0.01
Item 3	0.12	0.14	-0.10
Item 4	<b>0.78</b>	0.12	<b>0.80</b>
Item 5	0.14	<b>0.45</b>	0.13
Item 6	<b>0.16</b>	<b>0.31</b>	<b>0.56</b>

	<b>Faktor 1</b>	<b>Faktor 2</b>
Item 1	0.56	-0.01
Item 2	0.50	0.13
Item 3	0.87	-0.02
Item 4	0.58	-0.05
Item 5	0.01	0.66
Item 6	0.11	0.57

- Unter der **Kommunalität  $h_i^2$**  eines Items versteht man **die Summe der quadrierten Ladungen des Items über alle Faktoren der Anfangslösung** (Erklärung folgt im Kapitel zur „Rotation“)
  - Die Itemkommunalität ist hoch, wenn das Item mit einem oder mehreren Faktoren stark zusammenhängt (d.h., hoch auf diesen lädt)
  - Die Itemkommunalität ist niedrig, wenn das Item mit keinem der Faktoren stark zusammenhängt, z. B. auf jedem Faktor Ladungen nahe Null aufweist
  - Interpretation: Wie gut werden die Unterschiede in der Beantwortung eines Items durch die Faktoren erklärt? = Maß für die „Wichtigkeit des Items“

	Faktor 1	Faktor 2	h <sup>2</sup>
Item 1	0.49	-0.02	0.24
Item 2	0.40	0.40	0.32
Item 3	0.87	-0.17	0.78
Item 4	0.66	-0.06	0.43
Item 5	0.11	0.44	0.21
Item 6	0.55	0.43	0.49

→ z.B.,  $0.55^2 + 0.43^2 = 0.49$

- Unter dem **Eigenwert** eines Faktors versteht man **die Summe der quadrierten Ladungen aller Items auf diesem Faktor**
  - Der Eigenwert des Faktors ist hoch, wenn er mit vielen Items stark zusammenhängt (d.h., viele Items hoch auf ihm laden)
  - Der Eigenwert des Faktors ist niedrig, wenn er mit vielen Items schwach zusammenhängt
  - Im Extremfall weist er einen Eigenwert von Null auf: Alle Ladungen auf den Faktor sind Null, d.h. der Faktor hängt mit keinem der Items zusammen
  - Interpretation: Wie gut erklärt der Faktor Unterschiede in der Beantwortung der Items eines Tests? = Maß für die „Wichtigkeit des Faktors“

	Faktor 1	Faktor 2
SS loadings	1.91	0.57
Proportion Var	0.32	0.10
Cumulative Var	0.32	0.41
Promotion Explained	0.77	0.23
Cumulative Proportion	0.77	1.00

## 6. Bestimmung der Anzahl an latenten Variablen

Welche Schritte kann eine Faktorenanalyse umfassen?

## 1. Bestimmung der Anzahl an latenten Variablen

➤ In der CFA stets theoriegeleitet, in der EFA theoriegeleitet oder empirisch ermittelt

## 2. Spezifikation des Testmodells

➤ In der CFA beliebig, in der EFA stets ein ein- bzw. mehrdimensionales  $\tau$ -kongenerisches Modell

## 3. Schätzung des Testmodells

➤ Auswahl an verschiedenen Schätzmethoden für CFA und EFA

➤ EFA erfordert zudem Auswahl einer Rotationstechnik

## 4. Evaluation der Modellpassung

➤ Wesentliches Ziel der CFA, in der EFA aber von nachgestellter Bedeutung (und deshalb hier nur für die CFA betrachtet)

## 5. Interpretation der Modellparameter

➤ Hauptinteresse in der CFA und EFA oft auf den Steigungsparametern

## 6. Weiterführende Schritte

z.B. Prüfung weiterer Gütekriterien (Vorlesung #9 bis #11), Schätzung der Ausprägung einzelner Personen auf der latenten Variable (Vorlesung #12 und #13)

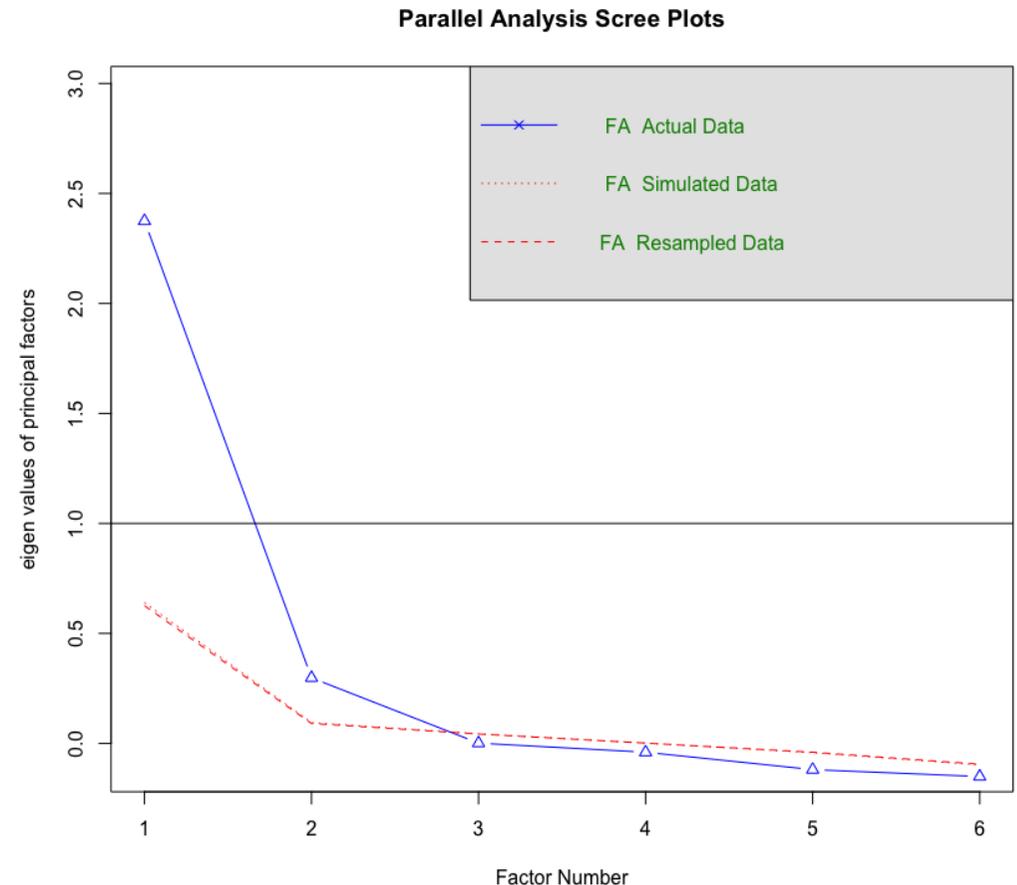
- Bevor wir die Parameter des mehrdimensionalen  $\tau$ -kongenerischen Modells schätzen können, müssen wir die Anzahl der Faktoren, d.h.  $q$  bestimmen
- Falls sich  $q$  nicht aus der Theorie ergibt, gibt es eine Vielzahl von Methoden zur Bestimmung von  $q$
- Wir wissen, dass der Eigenwert eines Faktors ein Maß für seine Wichtigkeit ist  
→ **Grobe Idee:** Eigenwerte verraten uns wie viele Faktoren „wichtig“ bzw. nötig sind, um die Items (ausreichend gut) zu „erklären“ bzw. zu beschreiben

- Es gibt historische Extraktionsmethoden, die wir heute nicht mehr anwenden, die aber noch in vielen Artikeln verwendet werden:
  - „Eigenwert > 1“- Regel oder Kaiser-Kriterium
  - Scree-Plot
- **Heutzutage anzuwendende Alternativen:**
  - Empirical Kaiser Criterion (EKC) → wird hier nicht erklärt, da zu komplex
  - Parallelanalyse → ist Standard und wird hier behandelt

**Parallelanalyse** mit der jeweils gewählten Schätzmethode (z.B. ML)

- Die Parallelanalyse testet nacheinander für jeden möglichen Faktor die Nullhypothese, ob er in der Population einen Eigenwert von Null aufweist
- Es wird zuerst eine Lösung mit eindimensionalen Modell geschätzt:
  - Falls die  $H_0$  beibehalten wird, gehen wir davon aus, dass die **Anzahl der Faktoren gleich Null** ist und beenden die Parallelanalyse
  - Falls die  $H_0$  verworfen wird, gehen wir davon aus, dass es **mindestens einen Faktor** gibt und machen weiter mit einem zweidimensionalen Modell
- Anschließend wird eine Lösung mit einem zweidimensionalen Modell geschätzt:
  - Falls die  $H_0$  beibehalten wird, gehen wir davon aus, dass **keine weiteren Faktoren vorliegen** und beenden die Parallelanalyse → Es gibt einen Faktor
  - Falls die  $H_0$  verworfen wird, gehen wir davon aus, dass es **mindestens zwei Faktoren** gibt und machen weiter mit einem dreidimensionalen Modell...

- Dieses Vorgehen wird so lange wiederholt (mit drei-, vier-, fünfdimensionalen Modellen etc.), **bis bei einem der Tests die Nullhypothese angenommen wird**
- Die **Teststatistiken** der einzelnen Hypothesentestes der Parallelanalyse sind jeweils die **empirischen Eigenwerte** in der Stichprobe auf Basis der Anfangslösung (Erklärung folgt)
- Für diese Teststatistiken können **kritische Werte** berechnet werden (sehr kompliziert)



# 7. Rotation

Welche Schritte kann eine Faktorenanalyse umfassen?

## 1. Bestimmung der Anzahl an latenten Variablen

→ In der CFA stets theoriegeleitet, in der EFA theoriegeleitet oder empirisch ermittelt

## 2. Spezifikation des Testmodells

→ In der CFA beliebig, in der EFA stets ein ein- bzw. mehrdimensionales  $\tau$ -kongenerisches Modell

## 3. Schätzung des Testmodells

→ Auswahl an verschiedenen Schätzmethoden für CFA und EFA

→ EFA erfordert zudem Auswahl einer Rotationstechnik

## 4. Evaluation der Modellpassung

→ Wesentliches Ziel der CFA, in der EFA aber von nachgestellter Bedeutung (und deshalb hier nur für die CFA betrachtet)

## 5. Interpretation der Modellparameter

→ Hauptinteresse in der CFA und EFA oft auf den Steigungsparametern

## 6. Weiterführende Schritte

z.B. Prüfung weiterer Gütekriterien (Vorlesung #9 bis #11), Schätzung der Ausprägung einzelner Personen auf der latenten Variable (Vorlesung #12 und #13)

- Im mehrdimensionalen  $\tau$ -kongenerischen Modell müssen wir aus Normierungsgründen (zunächst) die **Kovarianzen zwischen den latenten Variablen auf 0** setzen:

$$COV(\theta_l, \theta_m) = 0 \text{ für alle latenten Variablen } l \neq m$$

- Der Grund der Normierung ist, dass es unendlich viele unterschiedliche mehrdimensionale  $\tau$ -kongenerische Modelle mit unterschiedlichen Ladungen gibt, die alle zu den gleichen wahren Werten führen (es gibt sogar unter der Normierung  $COV(\theta_l, \theta_m) = 0$  noch mehrere)
- Die gleichwertigen Modelle haben gemeinsam, dass es eine bestimmte mathematische Transformation gibt, die die Ladungen eines der Modelle in die Ladungen eines anderen überführt (sehr kompliziert)
- Wichtig: Durch diese Transformation kann sich auch die Kovarianz/Korrelation der Faktoren ändern!

- Da es mehrere gleichwertige Lösungen gibt, müssen wir uns für eine dieser Lösungen in mehreren Schritten entscheiden:
- Schritt 1: Zunächst werden (aus mathematischen Gründen) die Ladungen so geschätzt, dass die dahinterstehenden Faktoren (der Normierung entsprechend) eine Kovarianz bzw. Korrelation von Null aufweisen und der Eigenwert des ersten Faktors maximal ist, also der erste Faktor die höchsten quadrierten Ladungen über alle Items aufweist
  - Diese Schätzwerte der Parameter werden auch als **Anfangslösung** bezeichnet
  - Die Tabelle mit den Schätzwerten der Parameter der Anfangslösung wird auch **Faktormatrix** genannt und in vielen Programmen (unter anderem in R) gar nicht standardmäßig ausgegeben
  - **Die Anfangslösung wird nur aus mathematischen Gründen berechnet!** Sie ist für die Interpretation der Faktoren nicht relevant, aber z.B. zur Bestimmung der Kommunalitäten

- Schritt 2: Die geschätzten Ladungen der Anfangslösung werden dann in einem zweiten Schritt durch eine der eben erwähnten mathematischen Transformationen umgewandelt
  - Eine solche Transformation wird **Rotation** genannt
  - Durch die Rotation ändern sich die Schätzwerte für die Ladungen!
  - Die Tabelle mit den Schätzwerten der Ladungen nach der Rotation wird auch **Mustermatrix** genannt
  - Die Mustermatrix ist im Gegensatz zur Faktormatrix für die Interpretation sehr wichtig
  - Da es unendlich viele gleichwertige Modelle gibt, gibt es natürlich auch unendlich viele mögliche Transformationen/Rotationen
  - Wir müssen also noch bestimmte Kriterien an eine sinnvolle Rotation stellen

- Es gibt verschiedene Rotationsmethoden, die sich darin unterscheiden ob die Faktoren nach der Rotation korrelieren dürfen oder ob sie immer noch unkorreliert sind
  - Falls die Faktoren nicht korrelieren dürfen, spricht man von einer **orthogonalen Rotation**
    - ➔ beliebteste Methode: **Varimax-Rotation**
  - Falls die Faktoren korrelieren dürfen, spricht man von einer **obliquen Rotation**. Nach einer obliquen Rotation bekommen wir Schätzwerte für die Korrelation der Faktoren
    - ➔ beliebteste Methode: **Promax-Rotation** (gefolgt von **Oblimin-Rotation**)

- Eine sinnvolle Rotation ist eine Rotation, die zu inhaltlich **sinnvoll interpretierbaren Faktoren** führt
  - Eine gut interpretierbare Lösung zeichnet sich dadurch aus, dass sie möglichst nahe an einer **Einfachstruktur** liegt
  - Eine Einfachstruktur in der Population liegt vor, wenn jedes Item auf genau einen Faktor hoch lädt und auf alle anderen gar nicht oder in der Stichprobe zumindest nahe Null

- Warum ist eine **Einfachstruktur** für die Interpretation günstig?
  - Eine hohe Ladung bedeutet, dass das Item stark mit dem Faktor zusammenhängt
  - Eine Ladung von Null bedeutet, dass das Item nicht mit dem Faktor zusammenhängt
  - Liegt eine Einfachstruktur vor, können wir die Items nach den Faktoren gruppieren, mit denen sie jeweils zusammenhängen
  - Durch die inhaltliche Formulierung der Items dieser Gruppen ergibt sich dann eventuell eine inhaltliche (psychologische) Interpretation der Faktoren

- Manche Rotationsmethoden (z.B. oblique wie Promax und Oblimin) führen hoffentlich zu einer Lösung, die möglichst nahe an der **Einfachstruktur** liegt
- Es ist jedoch nicht immer möglich durch die Rotation eine Einfachstruktur zu erreichen
- Es kann sein, dass es auch nach der Rotation noch Items gibt, die auf mehrere Faktoren hoch laden
- Falls die Faktoren trotzdem (auf der Basis der anderen Items) interpretierbar sind, ist dies zunächst kein Problem
- Es muss jedoch einen inhaltlichen Grund dafür geben, dass die Items mit mehreren Faktoren zusammenhängen

- In testtheoretischen Anwendungen sollte aus folgenden Gründen **immer eine oblique Rotation** angewandt werden:
  - Wir müssen in der Psychologie in vielen Fällen davon ausgehen, dass die „hinter“ dem Test stehenden Faktoren korrelieren, zumindest können wir es nicht ausschließen
  - Erfahrungsgemäß ist sehr oft die Lösung nach einer obliquen Rotation näher an einer Einfachstruktur
  - Die orthogonale Rotation ist ein Spezialfall der obliquen Rotation:  
Falls die Faktoren tatsächlich nicht korrelieren und wir eine oblique Rotation durchführen, erhalten wir die gleichen Ladungen wie bei einer orthogonalen Rotation und die Schätzwerte für die Korrelationen sind alle (nahe) Null

# 8. Zusammenfassung

## Grober Ablaufplan der CFA

1.	Spezifikation der Faktorenanzahl und des Testmodelles (theoriegeleitet)
2.	Schätzung der CFA (i.d.R. mit ML als Schätzmethode)
3.	Evaluation des globalen Modellfit → Modellpassung: weiter zu Schritt 4 → Keine Modellpassung: weiter zu Schritt 4, Re-Spezifikation des Modells, oder Wechsel zu EFA
4.	Evaluation des lokalen Modellfit → Modellpassung: weiter zu Schritt 5 → Möglichkeit zur sinnvollen Re-Spezifikation: zurück zu Schritt 1 → keine Anhaltspunkte zur Re-Spezifikation: Wechsel zu EFA
5.	Weiterverwendung des Modells (z.B. Interpretation der Parameter, Schätzung der Reliabilität, Bestimmung der Faktorwerte)

## Grober Ablaufplan der EFA

1.	Spezifikation der Faktorenanzahl (i.d.R. Parallelanalyse mit ML-Schätzung)
2.	Schätzung der EFA für diese Faktorenanzahl (i.d.R. mit ML-Schätzung und obliquen Rotationsmethode)
4.	Interpretation der Ladungen <ul style="list-style-type: none"><li>• <i>Falls Einfachstruktur:</i><ul style="list-style-type: none"><li>– Können die Faktoren inhaltlich interpretiert werden?</li></ul></li><li>• <i>Falls keine Einfachstruktur:</i><ul style="list-style-type: none"><li>– Welche Items sorgen dafür, dass keine Einfachstruktur vorliegt?</li><li>– Gibt es einen inhaltlichen Grund für die fehlende Einfachstruktur?</li><li>– Können die Faktoren auf der Basis der anderen Items inhaltlich interpretiert werden?</li><li>– Ggf. Re-Spezifikation der Faktorenanzahl oder Anpassung des Tests (z.B. durch Entfernung/Umformulierung einzelner Items)</li></ul></li></ul>
5.	Interpretation der Korrelation der Faktoren (bei obliquen Rotation)
6.	Schätzung des Modells in einer CFA (Evaluation des Modellfit, Bestimmung der Faktorwerte, etc.)

# 9. Anwendung

## Beispiel 1: NEO-FFI (Extraversion)

Ostendorf & Angleiter (2004)

*(Hinweis: R Outputs wurden zur besseren Interpretierbarkeit um Farben und Kommentaren ergänzt. In der Klausur ist dies nicht der Fall!)*



- Wir können nun alle Modelle für die Extraversionsitems des NEO-FFI prüfen
- Aber ist das wirklich sinnvoll in Hinblick auf Inhaltsvalidität und Skalierbarkeit?
- Wir betrachten zunächst die Extraversionsitems des NEO-FFI:

NEO-FFI	Item	NEO-PI-R Facette	Trennschärfe
Item N2	gerne viele Leute um sich	Geselligkeit (E2)	.56
<b>Item N7</b>	leicht zum Lachen zu bringen	Frohsinn (E6)	.45
<b>Item N12</b>	*nicht besonders fröhlich	Frohsinn (E6)	.51
Item N17	gerne mit anderen unterhalten	Herzlichkeit (E1)	.52
Item N22	gern im Mittelpunkt stehen	Erlebnishunger (E5)	.38
Item N27	*vorziehen, Dinge alleine zu tun	Geselligkeit (E2)	.33
<b>Item N32</b>	vor Energie überschäumen	Aktivität (E4)	.41
<b>Item N37</b>	fröhlicher Mensch	Frohsinn (E6)	.62
<b>Item N42</b>	*kein gut gelaunter Optimist	Frohsinn (E6)	.51
<b>Item N47</b>	hektisches Leben	Aktivität (E4)	.15
<b>Item N52</b>	aktiver Mensch sein	Aktivität (E4)	.52
Item N57	*lieber eigene Wege gehen	Durchsetzungsfähigkeit (E3)	.32

- Testen (CFA!) wir nun alle eindimensionalen Modelle für die 7 ausgewählten Extraversionsitems (N = 1449)

1-faktorielle Modelle	p-Wert	SRMR	CFI	RMSEA	BIC
Parallel	0.000	0.230	0.002	0.224	21963.861
Essentiell parallel	0.000	0.158	0.591	0.159	20629.884
$\tau$ -äquivalent	0.000	0.271	0.095	0.237	21784.510
Essentiell $\tau$ -äquivalent	0.000	0.164	0.661	0.165	20504.634
$\tau$ -kongenerisch	0.000	0.063	0.888	0.114	20013.164

- Die Werte des am wenigsten strengen  $\tau$ -kongenerischen Modells liegen leicht **außerhalb der Grenzen** für einen akzeptablen Modell-Fit (außer **SRMR**) ➤ Kein eindimensionales Modell passt!
- Das  $\tau$ -kongenerischen Modells weist den niedrigsten BIC auf und ist somit unter allen unpassenden Modelle noch “das Beste”

- Inspizieren wir die Ladungen des  $\tau$ -kongenerischen Modells:

Latent Variables:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
EXTRA =~						
n7	0.380	0.019	19.591	0.000	0.380	0.525
n12	0.532	0.020	26.961	0.000	0.532	0.684
n32	0.246	0.017	14.195	0.000	0.246	0.393
n37	0.574	0.017	34.268	0.000	0.574	0.827
n42	0.551	0.021	26.669	0.000	0.551	0.678
n47	0.050	0.019	2.580	0.010	0.050	0.074
n52	0.359	0.019	18.876	0.000	0.359	0.508

- Das Item 47 weist eine sehr niedrige Ladung auf der latenten Variable auf
  - Item inspizieren und ggf. umformulieren/entfernen?
- Aber auch die übrigen Items laden teilweise eher niedrig auf der latenten Variable: Messen alle Items dasselbe?

- Betrachten wir die Modifikationsindizes des  $\tau$ -kongenerischen Modells:

	lhs	op	rhs	mi	epc
44	n47	~~	n52	101.111	0.111
38	n32	~~	n52	98.160	0.097
37	n32	~~	n47	62.476	0.081
35	n32	~~	n37	30.621	-0.048
33	n12	~~	n47	19.781	-0.049
39	n37	~~	n42	15.138	0.050
40	n37	~~	n47	10.700	-0.030
27	n7	~~	n42	10.687	-0.038
24	n7	~~	n12	9.905	0.035
34	n12	~~	n52	7.646	-0.030

Items der Facette „Aktivität“

- Die Modifikationsindizes schlagen vor die Fehlervariablen mehrerer Items korrelieren zu lassen, welche die gleiche Facette messen sollten → Messen die Items etwa mehrere latente Variablen (nämlich die Facetten)?

- Es ist nun naheliegend gleich die beiden Facetten Aktivität und Frohsinn als **zwei Faktoren** zu spezifizieren. (Alternativ könnten wir eine Parallelanalyse durchzuführen, um die Anzahl der Faktoren empirisch zu bestimmen.)
- Wir schätzen also eine EFA mit 2 Faktoren und *oblimin*-Rotation und prüfen die resultierende Mustermatrix:

Standardized loadings (pattern matrix)

	ML1	ML2	h2
N37	0.83	0.02	0.70
n12	0.71	-0.03	0.48
n42	0.66	0.04	0.46
N7	0.50	0.04	0.27
N52	0.20	0.58	0.49
N47	-0.24	0.55	0.24
N32	0.12	-0.49	0.31

With factor correlations of

	ML1	ML2
ML1	1.00	0.45
ML2	0.45	1.00

- Liegt hier Einfachstruktur vor?
  - Welche Items beeinträchtigen die Einfachstruktur?
  - Gibt es einen inhaltlichen Grund dafür?
  - Sind deren Ladungen absolut gesehen „hoch“ oder ähnlich hoch wie die Hauptladungen?
- Können die Faktoren inhaltlich interpretiert werden?

- Die Mustermatrix der EFA weist eine gut interpretierbare Faktorenlösung auf. Es bleibt jedoch offen, wie der Modellfit des neuen Modells ist. Prüfen wir also das zweidimensionale  $\tau$ -kongenerischen Modell mit Einfachstruktur in der CFA.

	chisq	df	pvalue	rmsea	cfi	srmr	bic
2-faktoriell tau-kong.	97.628	13	.000	.067	.964	.043	19841.971
1-faktoriell tau-kong.	276.099	14	.000	.114	.888	.063	20013.164

- Der Modelltest ist immer noch signifikant, sodass **keine Modellpassung** für das zweidimensionale Modell vorliegt. Allerdings weisen **SRMR ( $\leq .11$ )** und **CFI ( $\geq .95$ )** akzeptable Werte auf.
- Das zweidimensionale Modell ist auch bezogen auf das Zusammenspiel von Modellfit und Sparsamkeit dem eindimensionalen Modell vorzuziehen (kleinerer Wert auf dem BIC).
- Mögliche Gründe für das Scheitern: signifikante Nebenladungen, korrelierte Fehler...

Latent Variables:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
FROH =~						
n7	0.379	0.019	19.504	0.000	0.379	0.522
n12	0.532	0.020	26.868	0.000	0.532	0.683
n37	0.586	0.017	34.838	0.000	0.586	0.844
n42	0.550	0.021	26.538	0.000	0.550	0.676
AKT =~						
n32	0.332	0.020	17.010	0.000	0.332	0.530
n47	0.193	0.021	9.383	0.000	0.193	0.289
n52	0.554	0.025	22.330	0.000	0.554	0.784

Ladungen

Covariances:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
FROH ~~						
AKT	0.598	0.029	20.263	0.000	0.598	0.598

Kovarianzen  
der Faktoren

Intercepts:

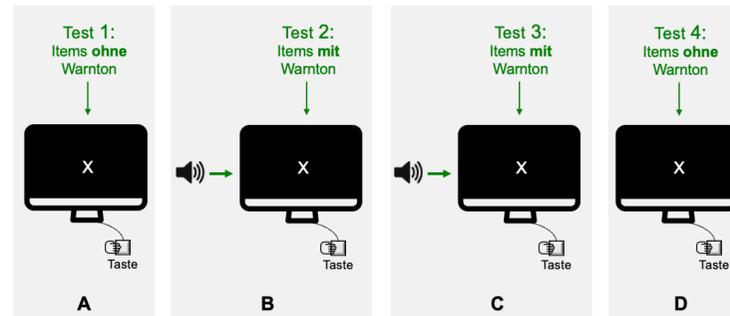
	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
FROH	0.000				0.000	0.000
AKT	0.000				0.000	0.000
.n7	1.960	0.019	102.904	0.000	1.960	2.703
.n12	1.892	0.020	92.580	0.000	1.892	2.432
.n37	1.828	0.018	100.251	0.000	1.828	2.634
.n42	1.665	0.021	78.015	0.000	1.665	2.049
.n32	1.336	0.016	81.138	0.000	1.336	2.132
.n47	1.343	0.018	76.533	0.000	1.343	2.011
.n52	1.702	0.019	91.699	0.000	1.702	2.409

Itemparameter

Variances:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
.n7	0.382	0.015	24.762	0.000	0.382	0.727
.n12	0.323	0.015	21.534	0.000	0.323	0.533
.n37	0.138	0.011	12.573	0.000	0.138	0.287
.n42	0.358	0.016	21.759	0.000	0.358	0.542
.n32	0.283	0.013	21.331	0.000	0.283	0.719
.n47	0.409	0.016	25.864	0.000	0.409	0.916
.n52	0.192	0.023	8.486	0.000	0.192	0.385
FROH	1.000				1.000	1.000
AKT	1.000				1.000	1.000

Fehlervarianzen



## 9. Anwendung

### Beispiel 2: Leistungstest TAP

Zimmermann & Fimm (2009)

*(Hinweis: R Outputs wurden zur besseren Interpretierbarkeit um Farben und Kommentaren ergänzt. In der Klausur ist dies nicht der Fall!)*

- Testen wir nun alle eindimensionalen Modelle für die TAP mit 4 Items (N = 136):

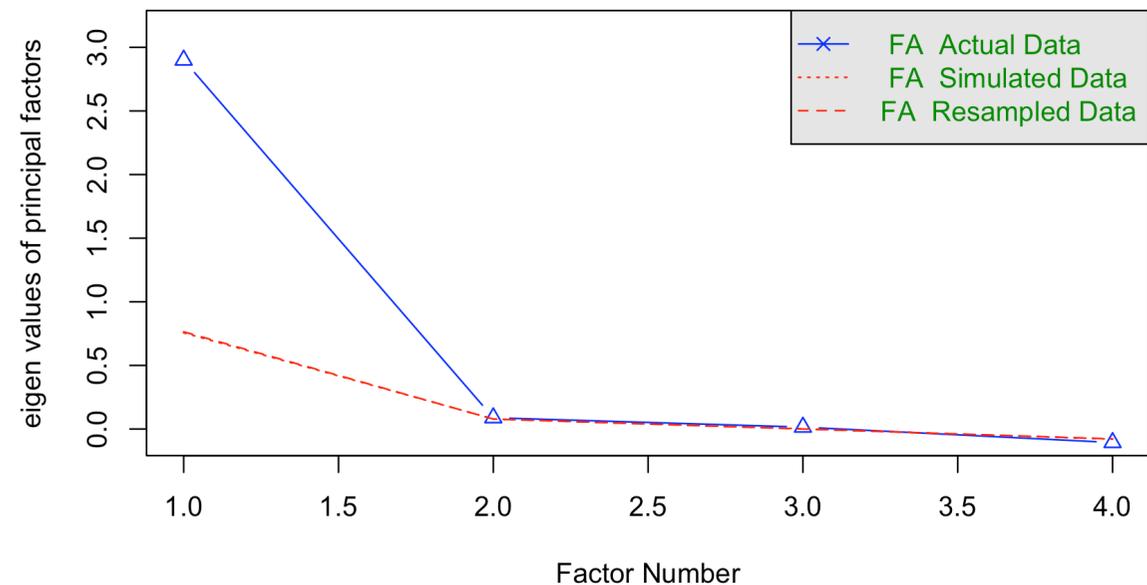
1-faktorielle Modelle	p-Wert	SRMR	CFI	RMSEA	BIC
Parallel	0.000	0.131	0.725	0.275	5822.595
Essentiell parallel	0.000	0.095	0.819	0.262	5795.623
$\tau$ -äquivalent	0.000	0.105	0.851	0.237	5782.414
Essentiell $\tau$ -äquivalent	0.000	0.038	0.951	0.173	5753.132
$\tau$ -kongenerisch	0.000	0.026	0.946	0.285	5766.685

- Der Modelltest kann für keines der Modelle angenommen werden.
- Der BIC und zwei der Fit Indizes bevorzugen das essentiell  $\tau$ -äquivalenten Modell.
- Dennoch weist der **RMSEA ( $\geq .08$ )** darauf hin, dass das Modell noch Probleme aufweist!

- Aufgrund der Gruppierung der Items (2 mit und 2 ohne Warnton) könnte es sein, dass dem Test zwei Faktoren zugrunde liegen.
- Wir schauen uns deshalb an, wie viele Faktoren die Parallelanalyse vorschlägt.

Parallel analysis suggests that  
the number of factors = 1

Parallel Analysis Scree Plots



➔ Entgegen unserer Vermutung weist die Parallelanalyse auf nur einen Faktor hin!

- Schauen wir uns also doch zunächst die Modifikationsindizes des „am besten“ passenden essentiell  $\tau$ -äquivalenten Modells an:

	lhs	op	rhs	mi	epc
16	almd1	~~	almd3	16.447	-626.192
15	almd1	~~	almd2	14.279	599.376
19	almd2	~~	almd4	13.215	-514.450
20	almd3	~~	almd4	7.131	375.207

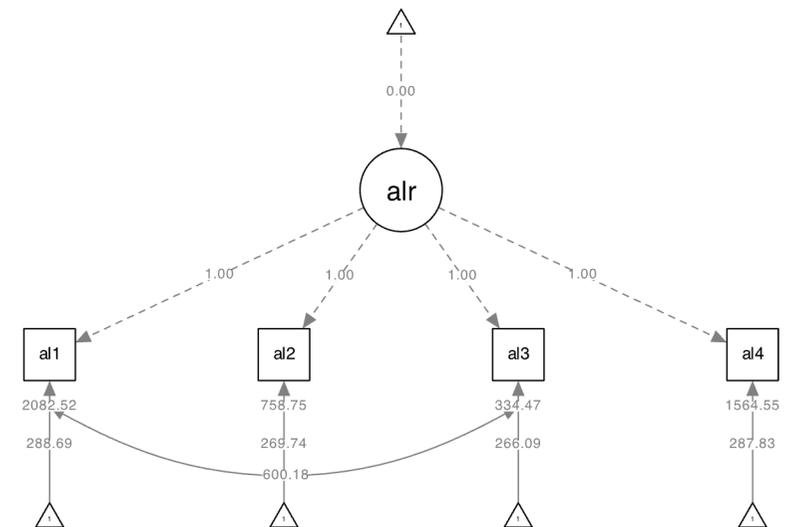
- ➔ Im ersten Schritt ergibt sich die größte Modellverbesserung durch Freisetzung der Korrelation zwischen den Fehlervariablen der Items almd1 und almd3.

- Vergleichen wir nun das Modell mit dem korrelierten Fehler mit den bisherigen TAP Modellen:

1-faktorielle Modelle	p-Wert	SRMR	CFI	RMSEA	BIC
Parallel	0.000	0.131	0.725	0.275	5822.595
Essentiell parallel	0.000	0.095	0.819	0.262	5795.623
$\tau$ -äquivalent	0.000	0.105	0.851	0.237	5782.414
Essentiell $\tau$ -äquivalent	0.001	0.038	0.951	0.173	5753.132
$\tau$ -kongenerisch	0.000	0.026	0.946	0.285	5766.685
Essentiell $\tau$ -äquivalent + korr. Fehler	0.200	0.056	0.995	0.060	5738.782

- ➔ Der Modelltest ist für das essentiell  $\tau$ -äquivalente Modell mit korreliertem Fehler **nicht signifikant**, sodass die Folgerungen des Modells angenommen werden können.

- Ist die Re-Spezifikation sinnvoll interpretierbar?
  - Korrelierte Fehler lassen sich oft nicht auf neue Datensätze generalisieren und sind inhaltlich schwer zu interpretieren!
  - Hier: „Niedrige Reaktionszeiten im ersten Item gehen durchschnittlich mit hohen im dritten Item einher (und umgekehrt) nachdem bereits für die latente Variable Alertness kontrolliert wurde



→ Daher doch Annahme des essentiell  $\tau$ -äquivalenten Modells?

Covariances:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
.almd1 ~~						
.almd3	-600.177	130.376	-4.603	0.000	-600.177	-0.719

- *Ausblick:* In der nächsten Vorlesung beschäftigen wir uns mit der Reliabilitätsschätzung in den verschiedenen testtheoretischen Modellen
- *Aber zuerst:*
  - **Gibt es offene Fragen zur heutigen Vorlesung?**
  - Zur Vertiefung:
    - Übungsblatt 6 zur Faktorenanalyse auf Moodle
    - R Code zu den Beispielen der heutigen VL im Zusatzmaterial auf Moodle
    - R Code wird in den nächsten Wochen in den UKs vertieft thematisiert
    - Bühner (2021, Kapitel 6 & 7)