



Guttman- und Mokken-Skalierung

Joachim Gerich

Almo Statistik-System

www.almo-statistik.de

joachim.gerich@jku.at

Das vorliegende Dokument ist ein Kapitel aus dem Almo-Handbuch "Sozialwissenschaftliche Skalierungsverfahren". Siehe auch das Almo-Handbuch zum "Ordinalen Rasch-Modell" unter www.almo-statistik.de

Die gelegentlichen Hinweise auf den Abschnitt **P0** beziehen sich auf das Almo-Handbuch "**P0 Arbeiten mit Progs.Pdf**", das ebenfalls auf der Almo-Internetseite herunter geladen werden kann.

Weitere Almo-Dokumente

Die folgenden Dokumente können alle von der Handbuchseite in www.almo-statistik.de heruntergeladen werden

0. Arbeiten_mit_Almo.PDF (1 MB)
- 1a. Eindimensionale Tabellierung.PDF (1.8 MB)
- 1b. Zwei- und drei-dimensionale Tabellierung.PDF (1.1 MB)
2. Beliebig-dimensionale Tabellierung.PDF (1.7 MB)
3. Nicht-parametrische Verfahren.PDF (0.9 MB)
4. Kanonische Analysen.PDF (1.8 MB)
Diskriminanzanalyse.PDF (1.8 MB)
enthält: Kanonische Korrelation, Diskriminanzanalyse, bivariate Korrespondenzanalyse, optimale Skalierung
5. Korrelation.PDF (1.4 MB)
6. Allgemeine multiple Korrespondenzanalyse.PDF (1.5 MB)
7. Allgemeines ordinales Rasch-Modell.PDF (0.6 MB)
- 7a. Wie man mit Almo ein Rasch-Modell rechnet.PDF (0.2 MB)
8. Tests auf Mittelwertsdifferenz, t-Test.PDF (1,6 MB)
9. Logitanalyse.pdf (1,2MB) enthält Logit- und Probitanalyse
10. Koeffizienten der Logitanalyse.PDF (0,06 MB)
11. Daten-Fusion.PDF (1,1 MB)
12. Daten-Imputation.PDF (1,3 MB)
13. ALM Allgemeines Lineares Modell.PDF (2.3 MB)
- 13a. ALM Allgemeines Lineares Modell II.PDF (2.7 MB)
14. Ereignisanalyse: Sterbetafel-Methode, Kaplan-Meier-Schätzer, Cox-Regression.PDF (1,5 MB)
15. Faktorenanalyse.PDF (1,6 MB)
16. Konfirmatorische Faktorenanalyse.PDF (0,3 MB)
17. Clusteranalyse.PDF (3 MB)
18. Pisa 2012 Almo-Daten und Analyse-Programme.PDF (17 KB)
19. Guttman- und Mokken-Skalierung.PFD (0.8 MB)
20. Latent Structure Analysis.PDF (1 MB)
21. Statistische Algorithmen in C (80 KB)
22. Conjoint-Analyse (PDF 0,8 MB)
23. Ausreisser entdecken (PDF 170 KB)
24. Statistische Datenanalyse Teil I, Data Mining I
25. Statistische Datenanalyse Teil II, Data Mining II
26. Statistische Datenanalyse Teil III, Arbeiten mit Almo-Datenanalyse-System
27. Mehrfachantworten, Tabellierung von Fragen mit Mehrfachantworten (0.8 MB)
28. Metrische multidimensionale Skalierung (MDS) (0,4 MB)
29. Metrisches multidimensionales Unfolding (MDU) (0,6 MB)
30. Nicht-metrische multidimensionale Skalierung (MDS) (0,4 MB)
31. Pfadanalyse (0,7 MB)
32. Datei-Operationen mit Almo (1,1 MB)

Inhaltsverzeichnis

Guttman- und Mokken-Skalierung	1
P16 Guttman- und Mokkenskalierung	4
P16.1. Dichotome Guttmanskalierung	4
P16.1.1. Aufgabenstellung	4
P16.1.2. Modellannahmen	5
P16.1.3. Die Vorgehensweise	7
P16.2 Dichotome Mokkenskalierung	11
P16.2.1 Modelleigenschaften	11
P16.2.2 Kriterien der Skalierbarkeit	13
P16.3 Programmeingabe und Ausgabe der Ergebnisse	25
P16.3.0 Eingabe für dichotome Guttman- und Mokken-Skalierung mit Programm-Maske Prog16m1 ..	25
P16.3.1 Das selbst geschriebene Almo-Programm	33
P16.3.2. Optionen	38
P16.4. Polytome Guttmanskalierung	60
P16.4.1. Aufgabenstellung	60
P16.4.2. Die Vorgehensweise	60
Literatur	67

Joachim Gerich:

P16 Guttman- und Mokkenskalisierung

P16.1. Dichotome Guttmanskalierung

P16.1.1. Aufgabenstellung

Mittels einer Guttmanskalierung wird analog den allgemeinen Bestreben von Skalierungsverfahren versucht, eine - nicht in direkter Weise empirisch messbare - latente Variable (zumeist mit θ bezeichnet) mittels mehrerer empirisch messbaren manifesten Variablen (Indikatoren, Items i, j, k, \dots) zu beschreiben. Für die jeweiligen Beziehungen zwischen den einzelnen Indikatoren und der latenten Dimension bestehen spezifische Hypothesen. Für den Fall der Guttmanskalierung wird angenommen, dass aus den zur Analyse verwendeten Indikatoren eine Größe berechnet werden kann, die dem Skalenwert der latenten Variable entspricht. Die „Vorschreibung“, nach der diese Größe berechnet wird, folgt einer Monotonieannahme der Indikatoren. Dies soll anhand eines Beispiels (aus dem sozialen Survey Österreichs, Haller/Holm 1987) verdeutlicht werden:

Es soll der Grad der politischen Aktivitätsbereitschaft von Personen bestimmt werden. Dazu wurde eine Skala aus fünf Items entwickelt, die unterschiedliche Grade politischer Beteiligung messen:

- B- Ein Volksbegehren unterstützen
- A- An einer Kundgebung teilnehmen
- C- Kontakt mit einem Politiker suchen, z.B. einen Brief schreiben, anrufen, ihn in den Amtsstunden aufsuchen
- D- Bei einer Bürgerinitiative mitmachen, z.B. gegen neue Straßenprojekte, für einen Kinderspielplatz
- E- In einer politischen Partei aktiv mitarbeiten, z.B. ein Amt übernehmen, beim Wahlkampf helfen

Für die einzelnen Items kann jeweils angegeben werden, ob (1) die Befragten die jeweilige Tätigkeit schon einmal gemacht haben, (2) ob sie es noch nicht getan haben, es sich aber vorstellen können zu tun bzw. (3) ob sie es noch nicht gemacht haben und auf keinen Fall tun werden.

Als (theoretische) Ordnungsrelation der jeweiligen politischen Tätigkeiten könnte der damit verbundene zeitliche Aufwand herangezogen werden, wodurch sich beispielsweise die einzelnen Items in die oben dargestellte Reihenfolge ordnen lassen (Tätigkeit B ist mit dem geringsten, Item E mit dem höchsten zeitlichen Aufwand verbunden). Da der Grad der Aktivität gemessen werden soll, werden die Ausprägungen (2) und (3) zu 0 (keine Aktivität) zusammengefaßt. Die zugrundeliegende Annahme verlangt nun, dass jeder Person ein Skalenwert auf dieser Ordnungsrelation zugeordnet werden kann, der dem Grad der politischen Aktivität entspricht. Beim Guttmanverfahren wird der Skalenwert durch die Summe der Ausprägungen der Einzelitems je Person (Gesamtpunktwert) geschätzt. Ein bestimmter Skalenwert (z.B. C) einer Person bedingt dabei, dass die Person Aktivitäten bei B, A und C (der zeitliche Aufwand dieser Tätigkeiten ist kleiner

gleich dem Skalenwert), jedoch nicht bei D und E (zeitlicher Aufwand ist größer als der Skalenwert) aufweist. Die Aufgabe der Guttman-Skalierung besteht darin, zu überprüfen, inwieweit die erhobenen empirischen Daten einer derartigen theoretischen Vorschreibung entsprechen.

P16.1.2. Modellannahmen

Allgemein ist die Voraussetzung für die Anwendung einer Guttman-Skalierung das Vorliegen von Indikatoren, die auf einer gemeinsamen Dimension messen und in dichotomer Form vorliegen. Die Items sind dabei in der Richtung der Meßdimension kodiert, d.h. die Ausprägungen entsprechen dem (1) Zutreffen (oder dem „richtigen“ Beantworten einer gestellten Aufgabe) bzw. (0) dem Nichtzutreffen (oder dem „falschen Beantworten einer gestellten Frage“).

Die einzelnen Items besitzen unterschiedliche „Schwierigkeiten“, d.h. sie besitzen unterschiedliche Abstufungen bezüglich der Zieldimension. Werden beispielsweise Aufgaben gestellt, müssen schwierige und leichte Aufgaben vorliegen.

Jedem Item und jeder Person muß ein Skalenwert zugeordnet werden können. Für die Items stellt dieser Skalenwert die Spaltensumme der Datenmatrix dar (die „Schwierigkeit“ bzw. „Leichtigkeit“ eines Items ist durch die Häufigkeit ihrer Beantwortung gegeben). Für Personen ist dieser Skalenwert durch die Zeilensumme der Datenmatrix (d.h. Dem jeweiligen Gesamtpunktwert) gegeben.

Für unser Beispiel der politischen Aktivitätsbereitschaft ist also zunächst die tatsächliche Reihenfolge der Häufigkeiten der einzelnen Items festzustellen, um sie nach ihrer „Schwierigkeit“ zu ordnen (für das Beispiel wurden lediglich 60 Datensätze aus der vorliegenden Stichprobe gezogen).

B:	30
A:	19
D:	10
C:	9
E:	9

Tätigkeit B wurde am häufigsten ausgeübt und ist daher als die „leichteste“ politische Aktivität zu bezeichnen, Tätigkeiten E und C wurden am seltensten genannt und sind daher als die „schwierigsten“ politischen Aktivitäten zu bezeichnen (Items C und E besitzen die selbe Schwierigkeit).

Für eine Guttman-Skala – oder genauer formuliert für eine perfekte Guttman-Skala - wird nun vollständige Transitivität der Antwortmuster vorausgesetzt. D.h.: Eine bestimmte Schwierigkeitsanordnung der Items gilt für alle Personen bzw. für alle Ausprägungen der latenten Variable. Wenn diese Voraussetzung zutrifft, dann kann der Skalenwert einer Person durch die Anzahl der beantworteten Items (in diesem Beispiel der Anzahl der Zustimmungen) geschätzt werden. Wenn die Items in der oben dargestellten Rangfolge nach ansteigender Schwierigkeit geordnet sind (B-A-C-D-E) und eine Person drei Items zustimmt, so wird ihr der Skalenwert 3 hinsichtlich der latenten Variable zugeordnet. Aus den Bedingungen der perfekten Guttman-Skala ist das Antwortmuster dieser Person hinsichtlich der fünf Items durch den Skalenwert eindeutig reproduzierbar: Sie hat den Items B, A und C zugestimmt, nicht jedoch den Items D und E.

Entsprechend den Bedingungen der Guttman-Skala sind nun für den Fall des Vorliegens einer perfekten Skala folgende „konsistente“ Ausprägungskombinationen

für unser Beispiel möglich:

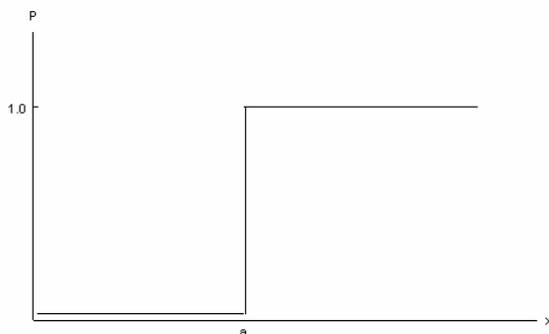
Tabelle 1: Konsistente Antwortmuster je Gesamtpunktwert

B	A	D	C	E	Gesamtpunktwert
0	0	0	0	0	0
1	0	0	0	0	1
1	1	0	0	0	2
1	1	1	0	0	3
1	1	1	1	0	4
1	1	1	1	1	5

Für eine perfekte Guttmanskala kann also aus der Kenntnis der Itemschwierigkeit und der Gesamtpunkte die empirische Datenmatrix reproduziert werden. „Falsche“ Ausprägungskombinationen, also Antworten, die unter der Bedingung einer perfekten Guttmanskala zu Inkonsistenzen führen, wären z.B. (00110) oder (10100). Beide Kombinationen würden zu einem Gesamtpunktwert von 2 führen; die Rekonstruktion würde daher nicht zur ursprünglichen Datenmatrix, sondern zur Ausprägungskombination (11000) führen.

Die Bedingungen der perfekten Guttmanskala können also folgendermaßen veranschaulicht werden:

Abbildung 1: Modellannahme der Guttmanskala (trace line)



Das Diagramm veranschaulicht die Antwortcharakteristik (trace line, item response function) eines perfekten Guttmanitems. Dabei wird die Antwortwahrscheinlichkeit für ein Item zu jedem Wert der latenten Variable (d.h. zu jedem Skalenwert) dargestellt.

Alle Personen, deren Skalenwert kleiner a ist, müssen auf die, im Diagramm dargestellte Frage mit „nein“ (Wahrscheinlichkeit für „ja“ ist 0) antworten, Personen mit Skalenwerten größer oder gleich a müssen die Frage mit „ja“ beantworten (Wahrscheinlichkeit ist 1). Der Wert a in obiger Abbildung entspricht daher der Itemschwierigkeit der betrachteten Frage, auf der Achse x bewegen sich die jeweiligen Skalenwerte der Personen.

Da für empirische Daten das Vorliegen einer perfekten Guttmanskala unwahrscheinlich ist, besteht die Aufgabe des Skalierungsverfahrens darin, Parameter anzugeben, auf deren Grundlage beurteilt werden kann, ob die analysierten Variablen - unter der Berücksichtigung einer bestimmten Anzahl von Inkonsistenzen - einer Guttmanskala entsprechen, bzw. wie gut oder schlecht sie mit diesem Skalierungsmodell beschrieben werden können.

P16.1.3. Die Vorgehensweise

Zunächst gilt es die Modellparameter zu schätzen. Für unser Beispiel wurden die Itemparameter (Itemschwierigkeit) durch die Häufigkeiten der „ja“- Antworten bereits geschätzt. Die Personenparameter werden durch die jeweiligen Gesamtpunktwerte aller einbezogenen Items berechnet. Dieser Skalenparameter kann Werte von 0 bis zur Anzahl der einbezogenen Items (für unser Beispiel fünf) annehmen.

Für das dargestellte Beispiel lassen sich folgende Häufigkeiten für den Gesamtpunktwert feststellen:

Tabelle 2: Häufigkeiten des Gesamtpunktwertes und theoretisches Antwortmuster

Gesamtpunktwert	Häufigkeit	Theoretisches Antwortmuster				
Kein Wert	0	-	-	-	-	-
0	22	0	0	0	0	0
1	15	1	0	0	0	0
2	11	1	1	0	0	0
3	8	1	1	1	0	0
4	4	1	1	1	1	0
5	0	1	1	1	1	1
Summe	60					

Da laut Definition jeder Person ein Parameter zugeordnet werden muß, können nur Datensätze in die Analyse einbezogen werden, die für jedes Item einen gültigen Wert aufweisen. Für unser Beispiel können alle Datensätze (n=60) in die Analyse aufgenommen werden (kw=0). 22 Personen haben einen Gesamtpunktwert von 0 (alle 5 Items wurden verneint), 15 Personen haben ein Item mit ja beantwortet usw. Da bei einer perfekten Guttman-skala bei Vorliegen der Item- und Personenparameter die Datenmatrix rekonstruierbar ist, kann für die Beispieldaten - entsprechend den jeweiligen theoretischen Antwortmustern in der obigen Häufigkeitstabelle - eine theoretische Datenmatrix für eine perfekte Skala gebildet werden. Um die Anzahl der Fehler bestimmen zu können, die dadurch entstehen, dass die empirische Datenmatrix von der theoretischen Datenmatrix abweicht, müssen beide miteinander verglichen werden. Die Fehler werden dabei entsprechend den Beispielen in Tabelle 3 berechnet.

Tabelle 3: Fehlerberechnung

P	theoretische Antwortmuster					empirische Antwortmuster					Fehler Matrix					Fehler
	B	A	C	D	E	B	A	C	D	E	B	A	C	D	E	
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0	2
1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	2
4	1	1	1	1	0	1	1	1	0	1	0	0	0	1	1	2
5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0
Σ											1	1	1	2	1	6

Ein Fehler tritt in jenen Zellen der empirischen Matrix auf, die keine Übereinstimmung mit der theoretischen Matrix besitzen. Diese Art der Fehlerermittlung wird als Goodenough - Edwards Technik bezeichnet (McIver,

Carmines 1981: 42f). Für das fiktive Beispiel aus Tabelle 3 ergibt sich eine Gesamtfehlersumme von $E=6$. Es können ebenso Fehlersummen für die einzelnen Items berechnet werden. Im Beispiel der Tabelle 3 würde das Item D eine größere Fehleranzahl aufweisen. Da die Gesamtfehlersumme von der Zahl der Items und der Zahl der Personen abhängig ist, wird sie mit der Anzahl der Zellen der Datenmatrix normiert, wodurch der

$$\text{durchschnittliche Fehler Je Zelle} = \frac{E}{n * m}$$

berechnet werden kann, wobei E die Gesamtfehlersumme, n die Anzahl der Personen und m die Anzahl der Items ist.

Da man jedoch weniger an den Fehlern, als an der Reproduzierbarkeit der empirischen Daten interessiert ist, wird die durchschnittlichen Fehlerzahl je Zelle von 1 subtrahiert, wodurch sich der Reproduktionskoeffizient ergibt.

$$\text{Rep} = 1 - \frac{E}{n * m}$$

Der Reproduktionskoeffizient kann Werte zwischen 0 (keine Reproduzierbarkeit der empirischen Daten) und 1 (perfekte Reproduzierbarkeit) annehmen.

Für unser Beispiel der politischen Aktivität ergeben sich folgende Werte:

$$E=46$$

$$\text{Zellen der Datenmatrix } (n*m) = 60*5=300$$

$$\text{Rep} = 1 - (46/300) = 0,85$$

Als Schwellenwert für den Rep-Koeffizienten, ab dem die Reproduzierbarkeit akzeptiert werden kann wurde 0,85 (Guttman 1950) bzw. 0,90 (McIver / Carmines 1981:48) angegeben. Der Rep-Koeffizient in unserem Beispiel liegt also gerade noch im Akzeptanzbereich, nach Guttman.

Die Normierung des Fehlers (E) mit der Anzahl der Zellen der Datenmatrix tendiert allerdings dazu, die Reproduzierbarkeit zu überschätzen, da beispielsweise bei einem Gesamtpunktwert von 0 bzw. einem (maximalen) Gesamtpunktwert von m keine Fehler auftreten können (vgl. Tabelle 3, Zeile 3 und 7) Diese Ausprägungskombinationen würden sich daher für jede beliebige Guttmanskala, d.h. für jede beliebige Itemreihung eignen. Dies trifft ebenso für Items mit sehr großer bzw. sehr geringer Schwierigkeit zu.

Diese Überschätzung kann bei einer Normierung durch die Zahl der maximal möglichen Fehler verhindert werden und entspricht der Grundüberlegung bei der Berechnung der minimalen marginalen Reproduktivität. Es werden dabei die Fehler bei einer bestmöglichen Reproduktion der Datenmatrix durch die Randverteilungen der Items zugrunde gelegt. Bestmöglich heißt dabei, eine Reproduktion durch den Modalwert der Ausprägungshäufigkeiten der Items.

Für unser Beispiel liegt der Modalwert der Ausprägungshäufigkeit für Item B bei 1, für alle übrigen bei 0 (der Wert von 0.5 wird dabei aufgerundet):

Item B: Anteil Ausprägung 1: 0.50, Ausprägung 0: 0.50 \Rightarrow beste Reproduktion durch 1

Item A: Anteil Ausprägung 1: 0.31, Ausprägung 0: 0.69 \Rightarrow beste Reproduktion durch 0

Item D: Anteil Ausprägung 1: 0.16, Ausprägung 0: 0.84 \Rightarrow beste Reproduktion durch 0

Item C: Anteil Ausprägung 1: 0.15, Ausprägung 0: 0.85 \Rightarrow beste Reproduktion durch 0

Item E: Anteil Ausprägung 1: 0.15, Ausprägung 0: 0.85 \Rightarrow beste Reproduktion durch 0

Es muß also für diesen Fall eine theoretische Datenmatrix gebildet werden, die für alle Gesamtpunktwerte aus einem 1-Eintrag für Item B und aus null-Einträgen für die übrigen Items besteht. Die Summierung aller Fehler, die durch den Vergleich mit der empirischen Datenmatrix entstehen, liefert den Fehler bei Reproduktion durch die Randverteilungen (E_r). Analog zum Rep-Koeffizienten kann nun der minimale marginale Reproduktionskoeffizient (MMR) in der Form

$$MMR = 1 - \frac{E_r}{n * m}$$

gebildet werden. Wird die Monotonievorschreibung der Guttmankala (durch den Rep-Koeffizienten) berücksichtigt, ist durch

$$PI = Rep - MMR$$

die prozentuelle Verbesserung der Reproduktion durch die Guttmankala gegeben. PI kann auch geschrieben werden als:

$$PI = \frac{(n * m) - E}{n * m} - \frac{(n * m) - E_r}{n * m} = \frac{E_r - E}{n * m}$$

Es ist daraus ersichtlich, dass die Differenz PI Werte von 0 (keine Verbesserung) bis $E_r/(n*m)$ annehmen kann. Da der maximale marginale Fehler pro Item 50% beträgt, beträgt auch das theoretische Maximum der Differenz PI 0.5. Da die Interpretation eines Wertes, dessen Maximum bei $E_r/(n*m)$ liegt problematisch sein kann, kann die allgemeine Definition des PRE-Koeffizienten auf die Guttmankala übertragen werden, wodurch sich ergibt:

$$PRE = \frac{E_r - E}{E_r}$$

Der PRE-Koeffizient gibt also die relative prozentuelle Verbesserung der Reproduktion durch die Guttmankala gegenüber der Reproduktion aus den Randverteilungen wider und nimmt Werte zwischen 0 (keine Verbesserung) und 1 (perfekte Reproduktion) an. Weder für den PI, noch für den PRE-Koeffizienten gibt es theoretisch begründete Angaben für Schwellenwerte. Nach Menzel (zit. in: McIver/Carmines 1981:50) sollte der PRE-Koeffizient jedoch einen Wert von mindestens 0,6 annehmen.

Für unser Beispiel der politischen Aktivität ergibt sich eine Fehlersumme E_r bei der Reproduktion über die Randverteilungen von 77.

Es ist daher $MMR = 1 - (77 / (60 * 5)) = 0,743$

$PI = Rep - MMR = 0,85 - 0,743 = 0,11$

$PRE = 77 - 46 / 77 = 0,40$

Die relative Verbesserung der Reproduktion durch die Guttmankalierung gegenüber der Reproduktion durch die Randverteilungen beträgt für dieses Beispiel 40% und liegt damit also deutlich unter dem, von Menzel empfohlenen Wert.

Die spezifischen Monotonieeigenschaften der Guttmankalierung finden stärkere Berücksichtigung bei der Konstruktion des Konsistenzkoeffizienten von Cliff (1983). Dabei werden Items bzw. Personen paarweise miteinander verglichen. Aufgrund der Monotoniebedingung der Guttmankala ergeben sich dabei die Möglichkeiten der Konsistenz bzw. Inkonsistenz und der Bindung (Tabelle 4).

Tabelle 4: Paarweiser Itemvergleich

		Item B 0	1
Item A	0	gebunden (26)	konsistent (15)
	1	inkonsistent (4)	gebunden (15)

Item A ist schwieriger als Item B

Gebundene Paare (00) bzw. (11) erlauben keine Aussage über die Konsistenz oder Inkonsistenz zweier Itempaare und werden daher zur Berechnung des Konsistenzkoeffizienten eliminiert (sie wären für jede beliebige Guttmanskalierung zulässige Kombinationen). Werden diese Vergleiche für alle Itempaare durchgeführt, kann die jeweilige Anzahl der konsistenten und inkonsistenten Paare in eine Dominanzmatrix eingetragen werden. Die (empirische) Dominanzmatrix für die Beispieldaten ist in Tabelle 5 dargestellt:

Tabelle 5: empirische Dominanzmatrix der Beispieldaten

	B	A	C	D	E
B	0	15	21	23	22
A	4	0	14	17	12
C	1	5	0	7	8
D	2	7	6	0	8
E	1	2	7	8	0

Die Matrix zeigt die Häufigkeiten, mit denen das jeweilige Item der Spalte mit „0“ und das jeweilige Item der Zeile mit „1“ beantwortet wurde. Die Paare, die in Tabelle 4 den konsistenten Fällen entsprechen, sind in Tabelle 5 in der schraffierten Zelle der 2. Zeile, die der inkonsistenten Fälle in der 3. Zeile dargestellt. Da die Items nach ihrer Schwierigkeit geordnet sind, befinden sich also im obere Dreieck der Matrix die konsistenten Paare, im unteren Dreieck die inkonsistenten Paare.

Wird eine weitere Dominanzmatrix aus den theoretischen Antwortmustern der Guttmanskala gebildet, entsteht eine theoretische Dominanzmatrix, deren unteres Dreieck nicht besetzt ist, und deren oberes Dreieck die maximal möglichen Konsistenzen beinhaltet.

Der Konsistenzkoeffizient C wird nach Cliff (u.a.) definiert als

$$C = \frac{empC}{maxC}$$

mit maxC als Anzahl maximal möglicher Konsistenzen (oberes Dreieck der theoretischen Dominanzmatrix bzw. Summe aller Zellen der empirischen Dominanzmatrix)

und empC als Anzahl der empirischen Konsistenzen (Summe oberes Dreieck - Summe unteres Dreieck der empirischen Dominanzmatrix).

Für unser Beispiel ergibt sich:

Summe oberes Dreieck=147

Summe unteres Dreieck=43

empC=147-43=104

maxC=147+43=190

C=104/190=0,55

P16.2 Dichotome Mokkenskalisierung

P16.2.1 Modelleigenschaften

Die Mokkenskalisierung kann als Weiterentwicklung der Skalogramm-Analyse nach Guttman gedacht werden, die sich insbesondere dadurch auszeichnet, dass die Restriktion in der Form einer spezifischen trace line durch Monotonieeigenschaften ersetzt wird. Sie kann als nicht-parametrisches probabilistisches Verfahren bezeichnet werden.

Sie kann als probabilistisches Verfahren bezeichnet werden, weil Grundlage des Modells Antwortcharakteristiken (trace lines) darstellen, die als Wahrscheinlichkeiten und nicht als Zuweisungen definiert sind.

Sie kann als nicht parametrisch bezeichnet werden, da keine funktionale Spezifikation der trace lines vorgenommen wird.

Sie unterscheidet sich daher einerseits von der Guttmanskala dadurch, dass sie keinen deterministischen Charakter (also keine spezifische "Treppenfunktion" der trace lines) aufweist. Andererseits unterscheidet sie sich von parametrischen latent trait Verfahren (z.B. Rasch-Skala oder latent structure analysis) dadurch, dass kein spezifischer Funktionsverlauf der trace lines angenommen werden muß.

Die Skalenwerte auf der Basis einer formal gültigen Mokkenskala werden – und dies ist vorauszuschicken – analog dem Vorgehen bei der Guttmanskalierung in der Form eines additiven Index der Itemresponses gebildet. D.h.: Im Gegensatz zu Verfahren wie dem nach Rasch werden nicht durch das Modell geschätzte Werte zur Bildung eines Skalenwertes verwendet, sondern die tatsächlichen Responsewerte der Untersuchungseinheiten. Die resultierende Skala dieses Verfahrens besitzt ordinales Meßniveau und unterscheidet sich dadurch beispielsweise von der Raschskala, die metrische Skalenwerte liefert.

Da die Mokkenskalisierung aus dem Guttmanverfahren entwickelt wurde, läßt sich ihre Logik am besten durch den Vergleich mit dieser darstellen.

Die Logik des Guttmanverfahrens besteht darin, die empirische Datenmatrix der selektierten Items mit einer theoretischen Matrix (der einer perfekten Guttmanskala) zu vergleichen. Die so ermittelten Fehler je Item und Untersuchungseinheit stellen die Basis der Skalenkoeffizienten dar. Diese Skalenkoeffizienten werden herangezogen, um darüber zu entscheiden, ob die Fehleranzahl ausreichend gering ist und die Skalierbarkeit in der Folge angenommen werden kann.

Während beim Guttmanverfahren also immer gesamte Antwortmuster einer Untersuchungseinheit auf Fehler untersucht werden, setzt sich die Mokkenskalisierung aus Paarweisen Itemvergleichen zusammen. Paarweise Itemkonsistenzen und -inkonsistenzen bilden auch die Grundlage der Berechnung von Koeffizienten dieses Verfahrens. Dabei wird die bekannte Treppenfunktion nach Guttman durch zwei Monotoniebedingungen ersetzt, die als **Doppelte Monotonie** bezeichnet werden (Mokken, 1971; Kingma / Taerum, 1989).

(1) **Monotone Homogenität:** Es muß eine monotone Beziehung zwischen der latenten Variable und der Auftrittswahrscheinlichkeit einer eins-Anzeige der Items bestehen. Diese Bedingung besagt also nichts über die explizite Form der trace line, sondern stellt lediglich die Anforderung einer, für alle Skalenwerte monoton steigenden, also nicht fallenden trace line dar. Formal bedeutet dies: Für alle Personen g, h mit den Ausprägung θ_g, θ_h auf der latenten Dimension gilt für alle Items, dass $p(x_i=1) < p(x_j=1)$, wenn Item i schwerer als Item j ist.

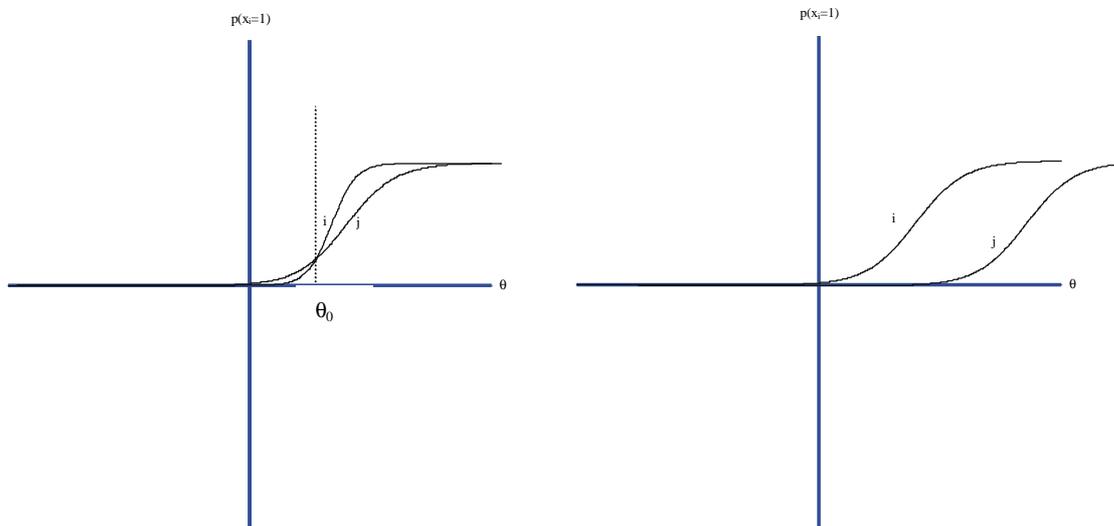
(2) **Monotonie der Itemschwierigkeit:** Die Auftretswahrscheinlichkeit der Ausprägung 1 eines leichteren Items muß für jeden Skalenwert größer oder gleich der Auftretswahrscheinlichkeit der Ausprägung 1 eines schwereren Items sein. Diese Bedingung setzt also voraus, dass sich die trace lines zweier Items nicht überschneiden dürfen. Dies bedeutet also, dass für alle Skalenwerte θ gilt, dass die Wahrscheinlichkeit der Ausprägung 1 mit der Itemschwierigkeit abnimmt.

Während sich also Bedingung (1) auf die trace line je eines Items bezieht, wird in Bedingung (2) die Beziehung der trace lines zweier Items (bzw. einer Itemmenge) betrachtet.

Da keine Annahme über die explizite Form der trace lines getroffen wird können prinzipiell auch alle monotonen Itemcharakteristiken des latent structure Modells Mokken-homogen sein, falls sich die Funktionen nicht überschneiden und nicht (lokal-) monoton fallende Teilbereiche aufweisen (dh. insbesondere keine polynomen Itemcharakteristiken und keine Itemcharakteristiken, die sich im betrachteten θ -Kontinuum überschneiden).

Die nachfolgenden Abbildung zeigt die theoretischen Charakteristiken des logistischen Modells. Die Abbildung auf der rechten Seite stellt Rasch-Items dar. Charakteristiken dieses Typs sind monoton steigend und parallel und können sich daher nicht überschneiden. Sie sind daher mokkenhomogen.

Abbildung x: Beispiele für trace lines logistischer Funktionen mit einem und zwei Parametern



Links: Trace lines zweier Items mit zwei-parametrischer logistischer Funktion:
 $y = \frac{1}{1 + e^{\alpha(\theta - \delta)}}$. Zusätzlich zur Itemschwierigkeit (δ) ist der Itemdiskriminationsparameter (α) Bestandteil der funktionalen Form der trace lines zweier Items.

Rechts: Trace lines zweier Items mit ein-parametrischer logistischer Funktion:
 $y = \frac{1}{1 + e^{-(\theta - \delta)}}$. Die trace lines der zweier Items besitzen gleiche funktionale Form.

Charakteristiken der linken Seite sind Charakteristiken des zwei-parametrischen logistischen Modells (Birnbaum-Modell). Bei unterschiedlicher Ausprägung des Diskriminationsparameters überschneiden sich die Linien. Diese Items sind daher nicht mokkenhomogen, da sich die trace lines im betrachteten θ -Bereich überschneiden und daher die Monotonie der Itemschwierigkeiten nicht erfüllt ist. Monotone Homogenität ist jedoch auch für diese trace lines erfüllt, da sie monoton steigenden Verlauf bezüglich θ aufweisen.

P16.2.2 Kriterien der Skalierbarkeit

P16.2.2.1 Prüfung der Monotonen Homogenität

Mokken (1971) konzentriert die Beurteilung der formalen Gültigkeit von Skalen des genannten Typs auf den Koeffizienten H nach Loewinger (1947). Dieser ist definiert als (Kingma/Taerum, 1989):

$$H = \frac{Ink_u - Ink_e}{Ink_u} = 1 - \frac{Ink_e}{Ink_u}$$

mit

Ink_eBeobachtete Inkonsistenzen

Ink_uErwartete Inkonsistenzen bei statistischer Unabhängigkeit

oder in der Darstellung von Mokken (1971: 59):

$$H = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k n_{ij}}{\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \frac{1}{n} n_i(n - n_j)}$$

wenn Die Items nach der Schwierigkeit geordnet sind (i schwerer als j) mit

k.....Anzahl der Items

n_{ij} Fälle in der „Fehlerzelle“

n_i, n_j ... Fälle der 1-Anzeige in Item i bzw. j

n.....Anzahl der Untersuchungseinheiten.

„Fehler“ stellen hier im Unterschied zur Guttmanskalierung keine Fehlermuster eines Itemsets dar, sondern sie sind Fehler, die aus Paarvergleichen je zweier Items mit unterschiedlicher „Schwierigkeit“ resultieren. Die Logik des Koeffizienten kann anhand der Kreuztabelle zweier Items veranschaulicht werden (Tabelle 3).

Tabelle 6: Kreuztabelle von Item A und B

		B		
		0	1	
A	0	26 43,3% 20,5	15 26,0% 20,5	41 68,3%
	1	4 6,7% 9,5	15 25,0% 9,5	19 31,7%
		30 50,0%	30 50,0%	60 100,0%

Item A ist „schwerer“ als B. Die Zeilen der Zellen enthalten die absolute Häufigkeit, die relative Häufigkeit und den Erwartungswert.

Da Item A „schwerer“ als Item B ist würden die Fälle der schraffierten Zelle Verletzungen der Bedingung der monotonen Homogenität darstellen. Sie werden daher als inkonsistent bezeichnet. Berechnet man den H-Koeffizienten für dieses Itempaar, so wäre dies:

$$H_{AB} = 1 - \frac{4}{9,5} = 0,58$$

Aus dieser Darstellung des H-Koeffizienten von Loevinger ist die weitere Logik des Vorgehens nach Mokken illustrierbar: Sowohl für Itempaare, als auch für Items können H-Koeffizienten gebildet werden. Somit spricht Mokken von drei Homogenitätskoeffizienten:

Skalen Koeffizient: H (über alle Items berechnet)

Item Koeffizient: H_i (über alle Paarvergleiche, die Item i enthalten)

Paarweiser Koeffizient: H_{ij} (für Paarvergleiche)

Es ist leicht ersichtlich, dass H-Koeffizienten 0,1 normiert sind. Das Maximum von 1 wird erreicht, wenn die „Fehlerzelle“ unbesetzt ist. Der Wert 0 tritt bei vollkommener statistischer Unabhängigkeit auf. Aus der Logik der Formel ist ersichtlich, dass der Koeffizient negative Werte annehmen kann. Diese Möglichkeit wird allerdings dadurch ausgeschaltet, dass die positive Korrelation aller Items eine Voraussetzung zur Anwendung darstellt.

Für das Kriterium der Skalierbarkeit muß allerdings eine Konstante c angenommen werden, die einen Grenzwert für H bzw. H_i darstellt. Mokken (1971: 185) schlägt dazu folgende Einteilung vor:

$H \geq 0,5$starke Skala („ursprüngliche“ Anforderung an die Guttmanskala)

$0,5 > H \geq 0,4$ mittlere Skala

$0,4 > H \geq 0,3$schwache Skala

$0,3 > H$keine Skala

Um die Homogenität der Skala zu gewährleisten, müssen die Itemkoeffizienten H_i und die paarweisen Koeffizienten H_{ij} ebenfalls Minimalanforderungen erfüllen: Demnach sollten die Itemkoeffizienten H_i aller Items einer Mokkenskala größer/gleich 0.3 sein. Darüberhinaus müssen sämtliche H_{ij} -Koeffizienten Werte größer/gleich Null aufweisen. Diese Bedingung sollte zudem anhand der Statistik Delta geprüft werden.

Da der H-Koeffizient das Verhältnis der empirischen Inkonsistenzen zu den erwarteten Inkonsistenzen bei statistischer Unabhängigkeit darstellt, kann getestet werden, ob die empirische Inkonsistenz signifikant kleiner der erwarteten Inkonsistenz ist.

Dazu wird für jeden Paarvergleich die Testgröße Delta (Bacher, 1990:56) berechnet:

$$\text{delta} = \frac{\sqrt{n-1}}{s_{\text{delta}}} * \frac{\text{Ink}_u - \text{Ink}_e}{n}$$

mit

$$s_{\text{delta}} = \sqrt{[p_i(1-p_i)][p_j(1-p_j)]}$$

n Anzahl der einbezogenen Fälle

Ink_u Anzahl der Inkonsistenzen bei statistischer Unabhängigkeit

Ink_e Anzahl der empirischen Inkonsistenzen

s_{delta} Standardabweichung des Anteils der Inkonsistenzen bei statistischer Unabhängigkeit

p_i Anteil der 1-Anzeigen von Item i

p_j Anteil der 1-Anzeigen von Item j

Da sich die Testgröße Delta bei hinreichend großem n normalverteilt, kann getestet werden, ob sie signifikant größer 0 ist. Bei einem angenommenen Signifikanzniveau für die Gesamtskala von p=0.05 ist die Testgröße Delta für die Paarvergleiche zu einem Signifikanzniveau von 0,05/(m(m-1)/2), (m = Anzahl der einbezogenen Items) zu testen, da die Tests mehrfach angewendet werden (siehe Bacher 1990:62). Es ist zu betonen, dass dabei nicht der H-Koeffizient getestet wird, sondern lediglich die Voraussetzung für seine Anwendung, dass also erwartete Werte größer als beobachtete sind.

Anders formuliert wird der einseitige statistische Test angewandt, dass H > 0.

Die Anforderung nicht negativer H_{ij}-Koeffizienten stellt eine notwendige (allerdings jedoch keine hinreichende) Voraussetzung monotoner Homogenität dar. Die jeweiligen Werte der H und H_i-Koeffizienten können als "Qualitätsindikatoren" der Skalierbarkeit interpretiert werden (vgl. Mokken/Lewis/Sijtsma, 1986, 280).

P16.2.2.2 Prüfung der Monotonie der Itemschwierigkeiten

P16.2.2.2.1. Die P- und P₀- Matrix

Nimmt man eine Menge von k doppelt monotonen Items an, so muß für alle Items i, j₁, j₂ aus dieser Menge von k Items mit δ_{j₁} > δ_{j₂} (Item j₁ ist schwieriger als j₂) und beliebigem i aus k Items gelten:

$$\pi_{ij_1}(1,1) \leq \pi_{ij_2}(1,1)$$

$$\pi_{ij_1}(1,0) \geq \pi_{ij_2}(1,0)$$

$$\pi_{ij_1}(0,1) \leq \pi_{ij_2}(0,1)$$

$$\pi_{ij_1}(0,0) \geq \pi_{ij_2}(0,0)$$

Die Ungleichung (1) kann dabei folgenderweise beschrieben werden: Die gleichzeitige "richtige" Beantwortung eines beliebigen Items i aus einem doppelt monotonen Itemset mit einem schwererem Item (j_1) trifft weniger häufig zu als die gemeinsame Beantwortung mit einem leichterem Item (j_2).

Ungleichung (4) dagegen betrifft die Wahrscheinlichkeit der gemeinsamen 0-Anzeige der Items: Die gemeinsame 0-Anzeige eines beliebigen Items i mit einem schweren Item j_1 ist größer-gleich der gemeinsamen 0-Anzeige des Items i mit einem Item j_2 das leichter ist als j_1 .

Die Ungleichungen (1) bis (4) müssen dann gelten, wenn $\pi(\theta, \delta)$ (d.h. die trace lines) Monotonie bezüglich δ aufweist, also mit anderen Worten, wenn sich die trace lines der Items nicht überschneiden. Es müssen allerdings nur zwei der vier Ungleichungen überprüft werden, da das Ungleichungssystem aufgrund von Redundanzen auf zwei Ungleichungen reduzierbar ist.

Diese Ungleichungen stellen die theoretische Grundlage der von Mokken vorgeschlagenen Prüfmethode der Monotonie der Itemschwierigkeiten dar. Dazu werden die sog. P- und P₀-Matrizen gebildet. Anhand dieser Matrizen kann die Gültigkeit der Ungleichungen 1 und 4 geprüft werden.

Die P- Matrix enthält für alle Itemkombinationen die Wahrscheinlichkeiten der Ausprägungskombination (1,1), die P₀- Matrix die der Ausprägungskombinationen (0,0). Wenn die Matrix P nach der Schwierigkeit der Items angeordnet ist, müssen - unter der Bedingung der Monotonie der Itemschwierigkeit - alle Wahrscheinlichkeiten mit Erhöhung des Zeilen- bzw. Spaltenindex abnehmen. Die P₀- Matrix muß ein umgekehrtes Verhalten zeigen (Zunahme der Wahrscheinlichkeit mit Erhöhung des Spalten- bzw. Zeilenindex). Tabelle 4 zeigt die P- und P₀- Matrix Beispieldaten:

Tabelle 4: P- und P₀- Matrix für Beispieldaten

	P					P₀				
	B	A	D	C	E	B	A	D	C	E
B	-					-				
A	0.25	-				0.43	-			
D	0.15	0.08	-			0.48	0.60	-		
C	0.12	0.03	0.05	-		0.47	0.57	0.73	-	
E	0.13	0.12	0.03	0.02	-	0.48	0.65	0.72	0.72	-

Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass die Monotoniebedingung an mehreren Übergängen verletzt wird (in Fettdruck gekennzeichnet).

Mokken schlägt vor Abweichungen bis zu einem Ausmaß von ± 0.03 zu akzeptieren. Bei der Analyse mit ALMO besteht zudem die Möglichkeit Inkonsistenzen mittels Cochran-Q-Test auf ihre Signifikanz zu prüfen.

P16.2.2.2. Weitere Prüfmethode zur Monotonie der Itemschwierigkeiten

Da durch die Methode der P-Matrizen lediglich eine notwendige aber keine hinreichende Bedingung der Monotoniebedingung geprüft wird, ist die Anwendung zusätzlicher Methoden zweckmäßig. Die Methoden entstammen aus dem allgemeineren Prüfmodell der Reihenfolgeinvarianz von Items ("invariant item ordering"-Problem, vgl. Sijtsma/Junker 1996, 1997,; Rosenbaum 1987).

Es wurde dabei die Itemsplit-Methode, die Retscoresplit-Methode, die Restscore-

Vergleich Methode und der transponierte H-Koeffizient (H^T) implementiert.

Die **Itemsplit-Methode** teilt das Sample in die jeweils zwei Ausprägungen eines Items auf und vergleicht die konstante Reihenfolge-Anordnung der übrigen Items. Allgemein formuliert werden dabei die Bedingungen

- (1) $P(X_i=1 | X_k=1) \leq P(X_j=1 | X_k=1)$ und
 (2) $P(X_i=1 | X_k=0) \leq P(X_j=1 | X_k=0)$

(wenn Item i schwerer als Item j ist und X_i , X_j und X_k die Ausprägungen der Items i, j und k bezeichnen) geprüft.

Beim **Scorevergleich** wird die konstante Anordnung jeweils zweier Items für sämtliche Restscoregruppen durchgeführt. Der Restscore ist der Gesamtpunktwert aller Items abzüglich der Scores der beiden geprüften Items. Allgemein formuliert wird dabei die Ungleichung

$$P(X_i=1 | S=s) \leq P(X_j=1 | S=s)$$

geprüft, wenn Item i schwerer als Item j ist und S der Restscore ohne den Scores der Items i und j darstellt. s bezeichnet eine beliebige Ausprägung des Restscores.

Bei **Scoresplit-Verfahren** wird das Sample in verschiedene Ausprägungsgruppen des Restscores aufgeteilt und die konstante Reihenfolge-Anordnung jeweils zweier Items geprüft. Allgemein formuliert handelt es sich um die Prüfung der Ungleichungen

- (1) $P(X_i=1 | S \leq s) \leq P(X_j=1 | S \leq s)$ und
 (2) $P(X_i=1 | S > s) \leq P(X_j=1 | S > s)$.

Verletzungen der Ungleichungen des Restscore Splits, des Restscore Vergleiches und der Itemsplit Methode können mittels t-Test für verbundene Stichproben hinsichtlich ihrer Signifikanz überprüft werden.

Eine weitere Prüfmethode kann anhand eines H-Koeffizienten, der für die transponierte Datenmatrix (H^T) berechnet wird, durchgeführt werden. Er wird dadurch nicht auf Items sondern auf Personen angewendet. Wenn die Monotonie der Antwortfunktionen sämtlicher Personen gesichert ist, ist auch die Monotonie der Itemschwierigkeiten sichergestellt. (Sijtsma/Meijer 1992). Der Koeffizient wird durch

$$H^T = \frac{\sum_{g=1}^{n-1} \sum_{h=g+1}^n (\beta_{gh} - \beta_g \beta_h)}{\sum_{g=1}^{n-1} \sum_{h=g+1}^n \beta_g (1 - \beta_h)}, \text{ mit } g < h \Leftrightarrow \beta_g \leq \beta_h.$$

berechnet. β_g und β_h stellen dabei die Wahrscheinlichkeiten korrekter Antworten der Personen g und h hinsichtlich des gesamten δ -Spektrums dar und können durch den relativen Anteil an Items, die eine Person beantwortet hat geschätzt werden ($\hat{\beta}_g = x_g/k$ mit x_g = Anzahl der ja-Antworten von Person g und k = Anzahl der skalierten Items).

Der H^T -Koeffizient (über alle Personen) sollte den Wert von 0.3 überschreiten.

Zusätzlich soll der Anteil negativer Personenkoeffizienten (H^T_g) nicht größer als 10% sein ($H^T_{\%}$).

P16.2.2.3. Reliabilität

Für das doppelt Monotone Modell wurden eine Reihe von Berechnungsmöglichkeiten der Reliabilität entwickelt, die zu verschiedenen Koeffizienten führen, die in der Regel allerdings nur geringe Differenzen aufweisen. Sämtliche Reliabilitätskoeffizienten werden nach der Formel

$$\rho = 1 - \frac{\sum_i (\pi_i - \tilde{\pi}_{ii})}{\sigma^2(X)} \text{ berechnet.}$$

Dabei ist

π_i Antwortwahrscheinlichkeit für Item i

π_{ii} Diagonalglieder der P-Matrix

$\sigma^2(X)$.. Beobachteter Meßwert (geschätzt durch die Varianz des Gesamtpunktwertes).

Unterschiedliche Koeffizienten ergeben sich durch verschiedene Möglichkeiten der Näherungsberechnung der Diagonalglieder π_{ii} der P-Matrix. Das ist jener (hypothetische) Anteil von Personen, die zwei, voneinander unabhängige Replikationen von Item i mit ja beantworten. Sie können nicht direkt aus der Stichprobe geschätzt werden.

Zur Schätzung der Diagonalglieder können Verfahren nach Mokken (1971) sowie Sijtsma (1988) und Sijtsma/Molenaar (1987) angewendet werden. In Almo werden die Näherungsverfahren Mokken I (Extrapolation der π_{ii} durch π_{i+1} bzw. π_{i-1}) und Mokken II (Interpolation von π_{i+1} und π_{i-1}), die Berechnung anhand einer reversen Skala (diese entsteht dadurch, dass die 0- und 1- Ausprägung der Items vertauscht wird) nach Sijtsma und Molenaar (Reversed) sowie die MS-Methode (Molenaar-Sijtsma Methode, die aus einer Kombination der Extrapolationsmethoden nach Mokken und der der reversen Skala besteht) optional durchgeführt. Darüber hinaus wird der Kuder-Richardson Koeffizient der Reliabilität (KR20, Lord/Novick 1968, 91) berechnet.

Die Berechnung der Diagonalglieder π_{ii} erfolgt durch:

(1) $\tilde{\pi}_{ii}^l = \pi_{i,i-1} \frac{\pi_i}{\pi_{i-1}}$	Mokken I "lower": Extrapolation vom nächst schwierigeren Item
(2) $\tilde{\pi}_{ii}^u = \pi_{i,i+1} \frac{\pi_i}{\pi_{i+1}}$	Mokken I "upper": Extrapolation vom nächst leichteren Item
(3) $\tilde{\pi}_{ii}^{II} = \pi_{i,i-1} + (\pi_{i,i+1} - \pi_{i,i-1}) \frac{\pi_i - \pi_{i-1}}{\pi_{i+1} - \pi_{i-1}}$	Mokken II: Interpolation aus den benachbarten Items
(4) $\tilde{\pi}_{ii}^{rl} = \pi_i \frac{\pi_i - \pi_{i-1}}{1 - \pi_{i-1}} + \pi_{i,i-1} \frac{1 - \pi_i}{1 - \pi_{i-1}}$	reversed "lower": Extrapolation vom nächst schwereren Item einer reversen Skala

(5) $\tilde{\pi}^{ru}_{ii} = \pi_{i,i+1} \frac{1 - \pi_i}{1 - \pi_{i+1}} - \pi_i \frac{\pi_{i+1} - \pi_i}{1 - \pi_{i+1}}$	reversed "upper": Extrapolation vom nächst leichteren Item einer reversen Skala
(6) $\tilde{\pi}^{MS}_{ii} = \frac{\tilde{\pi}^l_{ii} + \tilde{\pi}^u_{ii} + \tilde{\pi}^{rl}_{ii} + \tilde{\pi}^{ru}_{ii}}{4}$	MS-Methode

Mit

π_i Antwortwahrscheinlichkeit für Item i

π_{i+1} Antwortwahrscheinlichkeit für Item i+1 (nächst leichteres Item)

π_{i-1} Antwortwahrscheinlichkeit für Item i-1 (nächst schwereres Item)

$\pi_{i,i+1}$ Element der P-Matrix für Item i und Item i+1 (nächst leichteres Item)

$\pi_{i,i-1}$ Element der P-Matrix für Item i und Item i-1 (nächst schwereres Item)

Für jede Berechnungsmethode der Diagonalglieder kann ein Reliabilitätskoeffizient berechnet werden. Bei den Berechnungsmethoden Mokken I und den Berechnungen durch eine reverse Skala wird zudem jeweils ein weiterer Koeffizient berechnet. Dabei wird zunächst untersucht, welche der benachbarten Items i-1 und i+1 hinsichtlich ihrer Anteilswerte näher zu Item i liegen. Liegt Item i-1 näher zu Item i, so wird $\tilde{\pi}_{ii}$ durch (1) bzw. (3) berechnet, liegt Item i+1 näher zu Item i, wird $\tilde{\pi}_{ii}$ durch (2) bzw. (4) berechnet. Für das jeweils leichteste Item (Item k) und das schwierigste Item (Item 1) besteht keine Wahlmöglichkeit. $\tilde{\pi}_{11}$ wird daher mittels (2), $\tilde{\pi}_{kk}$ mittels (1) berechnet. Es ergeben sich dadurch die Koeffizienten Mokken I_{\min} und Reversed $_{\min}$.

Wenn zwei benachbarte Items gleiche Itemschwierigkeiten (d.h. gleiche Anteilswerte) aufweisen wird zusätzlich ein korrigierter Koeffizient auf der Basis von

$$\tilde{\pi}^{corr}_{ii} = \frac{2}{m(m-1)} \sum_{\substack{j < h \\ j, h \in C}} \pi_{jh} \quad (\text{Sijtsma/Molenaar 1987, 167})$$

berechnet (C ist die Itemteilmenge, die identische Anteilswerte aufweisen, m ist die Anzahl der Elemente der Menge C). Der Koeffizient Mokken II wird immer mittels korrigiertem Wert berechnet, wenn die Anzahl von Items gleicher Schwierigkeit größer/gleich 3 ist, da er sonst nicht berechnet werden könnte.

Eine weitere Korrektur wird für Mokken I_{\min} und Reversed $_{\min}$ vorgenommen, wenn gleiche Anteilsdistanzen zu benachbarten Items auftreten ($|\pi_{i-1} - \pi_i| = |\pi_{i+1} - \pi_i|$). In diesem Fall wird π_{ii} durch

$$\tilde{\pi}_{ii} = \frac{1}{2} (\pi_{i-1,i} + \pi_{i+1,i})$$

approximiert.

Da es sich bei sämtlichen Berechnungen von π_{ii} um Näherungslösungen handelt werden diese hinsichtlich ihrer maximal möglichen Ober- bzw. Untergrenzen geprüft. Dabei gilt $\pi_i^2 < \pi_{ii} < \pi_i$ (Sijtsma/Molenaar, 1988). Falls diese durch die Näherungslösung über- bzw. unterschritten werden wird für π_{ii} die Werte der jeweiligen maximalen Ober- oder Untergrenzen eingesetzt (π_i^2 oder π_i). In ALMO wird beim Auftreten derartiger Über- bzw. Unterschreitungen eine Meldung ausgegeben.

Als Richtwert für den Akzeptanzbereich von Skalen können Werte der Reliabilitätskoeffizienten größer 0.7 angesehen werden (vgl. Rudinger et.al. 1985, 75 oder Kavšec 1992, 115).

P16.2.2.3. Robustheitsprüfung

In einem weiteren Schritt kann die Robustheit einer Skala geprüft werden. Diese erfolgt dadurch, dass mittels einer Gruppierungsvariable (z.B. Geschlecht, Alter, etc.) geprüft wird, ob die Skalierbarkeit für sämtliche Personengruppen äquivalent ist. Dazu wird eine Teststatistik T (Mokken, 1971, 164f) gebildet mit

$$T = \sum_{h=1}^p \frac{(\hat{H}_h - \bar{H})^2}{S^2(\hat{H}_h)}, \text{ mit}$$

$$\bar{H} = \frac{\sum_{h=1}^p \hat{H}_h}{\sum_{h=1}^p S^2(\hat{H}_h)}.$$

$S^2(\hat{H}_h)$ ist die approximierte Varianz der \hat{H}_h -Koeffizienten (das sind die partiellen H-Koeffizienten aller möglicher Antwortmuster).

Anhand dieser Statistik wird die Gleichheit des Skalenkoeffizienten innerhalb verschiedener Subpopulationen verglichen. Diese Prüfung kann daher auch als Prüfmöglichkeit der spezifischen Objektivität einer Skala interpretiert werden. Auf der Basis der Schätzung der Varianz von \hat{H} kann weiters ein Vertrauensintervall für H mit der Sicherheitswahrscheinlichkeit 2α gebildet werden mit

$$\hat{H} - u_\alpha S(\hat{H}) \leq H \leq \hat{H} + u_\alpha S(\hat{H}),$$

wobei u_α den z-Wert der Standardnormalverteilung für α bezeichnet.

Die Gruppierungsvariable muß durch den Benutzer festgelegt werden. Da die Gruppierungsvariable die Population in disjunkte Subpopulationen teilen muß, kann nur jeweils eine (nominale) Gruppierungsvariable eingesetzt werden. Wird keine Gruppierungsvariable spezifiziert, wird lediglich das Vertrauensintervall für den H-Koeffizienten der Gesamtstichprobe berechnet.

P 16.2.2.4. Schrittweise Skalenkonstruktion

Das Verfahren der schrittweisen Skalenkonstruktion nach Mokken (1971, 190f) kann zum Auffinden eines skalierbaren Itemsets aus einer vorhandenen Menge an Items angewendet werden.

Ziel dieses Verfahrens ist es, eine Skala aus einem gegebenen Itempool zu entwickeln, deren Homogenität (mittels H-Koeffizient ermittelt) optimiert ist. Das Verfahren wird als schrittweise Skalenerweiterung bezeichnet, da, durch bestimmte Auswahlkriterien gesteuert, sukzessive Items einer bestehenden Menge solange hinzugefügt werden, bis ein bestimmtes Abbruchkriterium erreicht wird.

Das Verfahren arbeitet nach folgendem Algorithmus:

(1) Der Ablauf beginnt damit, dass aus einer vollständigen Analyse, die alle Items des Pools umfaßt, ein Startpaar gewählt wird. Das Startpaar sollte im Vergleich zu den übrigen möglichen Itempaaren jenes sein, dass den höchsten H_{ij} -Koeffizienten aufweist. Der H_{ij} Koeffizient sollte weiters signifikant größer null sein (geprüft am Kriterium der Teststatistik Δ_{ij}).

Für den Fall, dass nach diesen Kriterien mehr als ein Paar zur Auswahl zur Verfügung steht (gleiche H_{ij} -Koeffizienten, die signifikant größer null sind), wird jenes Paar gewählt, das das schwierigste Item beinhaltet. Ist daraufhin immer noch keine eindeutige Entscheidung möglich, wird jenes Paar herangezogen, dessen zweites Item das schwierigere ist. Diese Konvention stellt die Lösbarkeit der Skalierungsvorschrift sicher.

(2) Diesem Itempaar wird nun ein weiteres Item aus dem verbleibenden Pool der $k-2$ Items hinzugefügt. Dies wird - sozusagen probeweise - für alle $k-2$ Items durchgeführt. Damit ein Item in die schrittweise Skala aufgenommen wird, muß es folgende Eigenschaften erfüllen: Es muß mit den bisher in das Set aufgenommenen Items positiv korrelieren. D.h. sämtliche H_{ij} -Koeffizienten, die das neu hinzugezogene Item mit den bereits in die Skala aufgenommenen Items betreffen, müssen größer null sein. Führt die Einführung eines Items zu negativen H_{ij} -Koeffizienten, wird es aus den weiteren Erweiterungsschritten eliminiert. Dieses Item wird also aus der weiteren Skalenkonstruktion ausgeschlossen, da es eine Verletzung der Minimalanforderungen hervorruft. Weiters wird ein Item nur dann selektiert, wenn sein Itemkoeffizient H_i bezüglich der Skala bestehend aus den bereits aufgenommenen Items signifikant größer null ist (Kriterium ist die Teststatistik Δ_i). Als zusätzliches Kriterium gilt, dass jenes Item in die neue Skala aufgenommen wird, dessen H_i -Koeffizient $\geq c$ ist. (Die Konstante c kann vom Benutzer festgelegt werden. Die Standardeinstellung in ALMO ist 0.3.)

Diese drei Bedingungen stellen sicher, dass das neu aufgenommene Item die Minimalanforderungen einer Mokkenskala (zumindest bezüglich der bereits in die Skala aufgenommenen Items) erfüllt. Zusätzlich wird jedoch angestrebt eine optimierte schrittweise Skala zu bilden. Deshalb wird jenes Item aufgenommen, das im Vergleich zu den Übrigen bei seiner Einführung zum höchsten Wert des Skalenkoeffizienten H führt. Sollte dadurch keine eindeutige Entscheidung möglich sein - weil mehr als ein Item von denen, die die genannten Minimalanforderungen erfüllen zu einem maximalem Wert von H führen - wird davon jenes gewählt, das den höchsten Wert von H_i aufweist. Ist immer noch keine eindeutige Entscheidung möglich, wird jenes der infragekommenden Items gewählt, das am schwierigsten ist.

(3) Mittels dieser Prozedur werden solange Items nach dem Schema (2) hinzugefügt, solange (a) noch Items aus dem Pool verfügbar sind und/oder (b) Items vorhanden sind, die die Bedingungen, die in (2) gestellt wurden erfüllen, und (c) der resultierende Skalenkoeffizient H größer/gleich einer vom Anwender festgelegten Konstante ist. Diese Abbruchkonstante für den Skalenkoeffizienten kann ebenfalls vom Benutzer festgelegt werden. Die Standardeinstellung in ALMO ist 0.5.

Da im Rahmen der schrittweisen Skalenerweiterung Signifikanzprüfungen als Selektionskriterium (Teststatistik Δ_{ij} für die Selektion des Startpaares und Δ_i zur Skalenerweiterung) eingesetzt werden, die aus der wiederholten Anwendung statistischer Tests resultieren, muß das Signifikanzniveau mit jedem Erweiterungsschritt korrigiert werden (Mokken 1971, 196f).

Für die Selektion des Startpaares wird eine Fehlerwahrscheinlichkeit α' mit

$$\alpha' = \frac{\alpha}{\frac{1}{2}k(k-1)} \text{ verwendet, mit } \alpha=0.05 \text{ und } k=\text{Anzahl einbezogener Items.}$$

Für einen Erweiterungsschritt der zur Selektion eines (m+1)-ten Items zu einer bereits aus m Items bestehenden Skala führt wird ein Fehlerniveau $\alpha^{(m+1)}$ von

$$\alpha^{(m+1)} = \frac{\alpha}{\frac{1}{2}r(r-1) + \sum_{j=2}^m r_j} \text{ eingesetzt,}$$

wenn mit r_j die jeweils zur Verfügung stehenden, verbleibenden Items zu einem Erweiterungsschritt (also: noch verbleibende Items abzüglich der zu diesem Zeitpunkt bereits eliminierten Items) bezeichnet werden.

Die Selektionseffekte, die sich durch die jeweilige Anpassung des Signifikanzniveaus ergeben können dadurch abgeschätzt werden, dass in ALMO optional die Möglichkeit besteht, die Anpassung des Signifikanzniveaus auszuschalten. Es wird dann eine schrittweise Skalenerweiterung durchgeführt, die zu jedem Erweiterungsschritt das Fehlerniveau α' verwendet.

P16.2.2.4. Vollständige Kombinationen

Optional kann im Rahmen von Programm 16 eine Prozedur durchgeführt werden, die für eine Itemmenge bei einer vom Benutzer fixierten Skalengröße jene Itemkombination auffindet, die zum höchsten Skalenkoeffizienten H führt.

Die Durchführung dieser Prozedur kann allerdings beträchtliche Rechenzeit in Anspruch nehmen, da für alle möglichen Itemkombinationen die bei einer festgelegten Skalengröße l aus k vorhandenen Items Homogenitätskoeffizienten

berechnet werden müssen. D.h. es werden $\binom{k}{l}$ Analysen durchgeführt.

Werden beispielsweise sämtliche 3-Itemskalen aus einem Pool von 5 Items berechnet sind dafür 10 Analysen nötig. Für alle 17 Item Skalen aus 18 möglichen Items sind 18 Analysen nötig. Werden alle 10-Itemskalen aus einem Pool von 18 Items berechnet, wären 43758 Analysen nötig.

Die Itemkombinationen werden in ALMO in Kurzform nach dem Wert des jeweiligen Homogenitätskoeffizienten gereiht ausgegeben. Es erfolgt für jede Lösung eine Meldung, wenn H_{ij} -Koeffizienten kleiner als eine vom Benutzer eingegebene Schranke (StandardEinstellung 0.3) aufgetreten sind und/oder wenn negative H_{ij} -Koeffizienten bei der Analyse aufgetreten sind.

P16.2.2.5. Extremgruppeneliminierung

Im Rahmen einer Mokkenskalisierung, wie auch im Falle einer Guttmanskalierung, tritt das Problem der Extremgruppeneinflüsse bei der Skalenbewertung auf. Als Extremgruppen werden jene Personen bezeichnet, die entweder alle Items mit nein (Ausprägung 0) oder alle Items mit ja (Ausprägung 1) beantwortet haben. Bei hohen Anteilen an Extremgruppen in einer Stichprobe wird der Homogenitätskoeffizient hohe Werte aufweisen. Diese Wirkung ist jedoch insofern problematisch, da die Antwortmuster der Extremgruppen (0000.... bzw. 1111...) stets perfekte Muster darstellen, die jedoch hinsichtlich der Skalenentwicklung keine Information beinhalten: Diese Antwortmuster können stellvertretend für jede Skala aus jeweils k Items als perfekte Muster bezeichnet werden. Natürlich können diese Muster bzw. Personen als konsistente Elemente einer Skala bezeichnet werden, sie können jedoch nicht als Grundlage einer Skalenentwicklung und -bewertung herangezogen werden, da sie keinen Aufschluß über die Reihung der Items liefern.

Zur Abschätzung der Extremgruppeneinflüsse auf die Skalenbewertung besteht daher in ALMO die Möglichkeit optional im Anschluß an eine Analyse eine zweite Analyse durchzuführen, bei der die Extremgruppen eliminiert werden. Die Homogenitätskoeffizienten werden dann in der Regel geringe Werte aufweisen, sollten jedoch größer null sein, wenn eine formal gültige Skala vorliegt.

P16.2.2.6. Kleine Erwartungswerte bei der Berechnung der Signifikanz für $H_{ij} > 0$

Treten bei der Berechnung der H_{ij} -Koeffizienten in der Fehlerzelle Erwartungswerte kleiner 10 auf, wird in P16 eine Warnung ausgegeben. Für diesen Fall zeigt Molenaar (1982), dass die Normalverteilungsapproximation der Teststatistik Delta unzureichend ist. Es kann dann in P16 optional eine andere Form der Signifikanzberechnung durchgeführt werden, die auf der Hypergeometrischen Verteilung basiert. Der resultierende Signifikanztest entspricht dem Fischer-Test.

Dazu ein Beispiel (aus Molenaar 1982):

Tabelle: Kontingenztabelle zweier Items

Tabelle x_a		V13 (i)		
		0	1	
V21 (j)	0	42 (39)	589 (592)	631
	1	0 (3)	48 (45)	48
		42	637	679

(Erwartungswerte bei statistischer Unabhängigkeit in Klammer)

Der H_{ij} -Koeffizient für obiges Beispiel beträgt 1.0, da die Fehlerzelle unbesetzt ist. Die Teststatistik Delta weist eine Signifikanz von 96.7% auf. In die Berechnung geht allerdings der geringe Erwartungswert (3) ein.

Dazu sei folgende Überlegung angestellt: Der H_{ij} Koeffizient eines Itempaars ist gleich Null wenn die beobachteten Häufigkeiten der Fehlerzelle gleich den erwarteten sind ($e_{ij} = e_{ij}^0$). Er ist negativ, wenn die beobachteten Häufigkeiten größer als die erwarteten sind ($e_{ij} > e_{ij}^0$).

Unter der Kenntnis der marginalen Häufigkeiten der 1-Anzeigen und unter der Annahme dass H_{ij} gleich null ist, ist die absolute Häufigkeit der Fehlerzelle in einer Stichprobe hypergeometrisch mit $H(N, (N-i), j)$ verteilt. Für obige Tabelle ist dann unter der Annahme, dass H_{ij} gleich 0 ist, die Wahrscheinlichkeit, dass in der Stichprobe die absolute Häufigkeit e_{ij} gleich x ist gegeben durch

$$p(e_{ij} = x) = H_{(679, 42, 48)} = \frac{\binom{42}{x} \binom{679-42}{48-x}}{\binom{679}{48}} \text{ bzw. } = H_{(679, 49, 42)} = \frac{\binom{49}{x} \binom{679-49}{42-x}}{\binom{679}{42}}$$

Weiters ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Schätzer \hat{H}_{ij} negativ ist unter der Annahme, dass H_{ij} tatsächlich gleich null ist im Falle des obigen Beispiels gleich

$$p(\hat{H}_{ij} < 0 | H_{ij} = 0) = p(e_{ij} = 3) + p(e_{ij} = 4) + \dots + p(e_{ij} = 48) = \sum_{k=3}^{48} \frac{\binom{42}{k} \binom{679-42}{48-k}}{\binom{679}{48}} = 0.5846.$$

Das bedeutet, dass unter den gegebenen Randverteilungen und unter der Annahme, dass der wahre Wert für H_{ij} gleich null ist, rund 59% der Stichproben, also zu mehr als der Hälfte negative Schätzer für \hat{H}_{ij} liefern werden und nur etwa 41% der Stichproben einen Schätzer $\hat{H}_{ij} \geq 0$. D.h. bei angenommener statistischer Unabhängigkeit der Merkmale würde dennoch aufgrund des geringen Erwartungswertes die Wahrscheinlichkeit negativer Schätzer für H_{ij} größer sein als die Wahrscheinlichkeit nicht negativer Schätzer.

Weiters kann dadurch auch mit derselben Logik überprüft werden, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine bestimmte Häufigkeit der Fehlerzelle auftreten würde wenn die betrachteten Items statistisch unabhängig wären, also wenn H_{ij} gleich null wäre. Für das obige Beispiel wäre diese Wahrscheinlichkeit gleich der Wahrscheinlichkeit, dass e_{ij} gleich null ist. Wird wieder die Hypergeometrische Verteilung der Häufigkeit in der Fehlerzelle angenommen ergibt sich eine Wahrscheinlichkeit von $p(e_{ij} = 0) = 0.042$. D.h. bei den gegebenen Merkmalsverteilungen besteht auch im Falle statistischer Unabhängigkeit der Items eine Wahrscheinlichkeit von 0.042, dass die Fehlerzelle unbesetzt ist.

Allgemein kann dadurch ein exakter Test zur Prüfung positiver oder negativer H_{ij} -Koeffizienten (Fischer Test) angewendet werden, indem bei negativen Werten für H_{ij} die Wahrscheinlichkeit

$$\sum_{k=0}^{e_{ij}} p(e_{ij} = k)$$

ermittelt wird. Für positive Schätzer für H_{ij} durch

$$\sum_{k=e_{ij}}^{j.} p(e_{ij} = k),$$

mit $j.$ als die absolute Häufigkeit der 1-Anzeige für Item j und e_{ij} als die Fehlerzellenhäufigkeit.

P16.3 Programmeingabe und Ausgabe der Ergebnisse

P16.3.0 Eingabe für dichotome Guttman- und Mokken-Skalierung mit Programm-Maske Prog16m1

Das Programm wird gefunden durch Klick auf den Knopf "Verfahren" am Oberrand des Almo-Fensters, dann Klick auf "Skalierungsverfahren".

```
Prog16m1.Msk
dichotome Mokken-Skalierung
dichotome und polytome Guttman-Skalierung

Sind alle Items dichotom, dann wird ein Guttman- und Mokken-Modell
gerechnet. Sind alle Items polytom dann ist nur das Guttman-Verfahren
möglich.

Beispiel:
Die Bereitschaft von Studenten zu politischen Aktivitäten
soll erfragt werden. Die Fragen lauten:

Item 1: ... Ein Volksbegehren unterstützen
Item 2: ... An einer Kundgebung teilnehmen
Item 3: ... Kontakt mit einem Politiker suchen
Item 4: ... Bei einer Bürgerinitiative mitarbeiten
Item 5: ... In einer politischen Partei aktiv mitarbeiten

Als mögliche Antworten wurde den Befragten angeboten:           Code
-----
- das habe ich schon einmal getan                               1
- habe ich noch nicht getan - könnte mir aber vorstellen,      2
  das zu tun
- habe ich noch nicht getan - würde ich auch auf keinen Fall   3
  tun

Um das Mokken-Verfahren rechnen zu können, müssen die Items
dichotomisiert werden. Die Codes 2 und 3 werden zusammengefasst

Die für jeden Probanden ermittelten Skalenwerte können in eine
neue (Skalenwert-) Variable gegeben werden. Der um die Skalenwert-
Variable verlängerte Datensatz kann dann in eine neue Datei
geschrieben werden
```

Programm-Bedienung --->

```
Speicher fuer x Variable 
Vereinbare Variable= 
```

 Option: Weitere Vereinbarungen - nur wenn Almo dazu auffordert

Variablenamen

Datei der Variablenamen

↔ ↵

↔ ⬇

zeige = Namensdatei in Output zeigen
leer = nicht zeigen

Freie Namensfelder

↔ Leere alle Eingabefelder dieser Sub-Box

↔ Name 3=Volksbegehren

↔ Name 4=Kundgebung

↔ Name 5=PolitikerKontakt

↔ Name 6=Buergerinitiative

↔ Name 7=Aktiv_in_Partei

⋮ erzeuge zusätzliche Namensfelder

Variablenamen in Datei speichern

Eingabefeld leer = nicht speichern

↔ ↵

Datei aus der gelesen wird

bei Datei-Problemen

↵ "C:\Almo15\TESTDAT\Guttmdat.fre"

↵ frei Format der Daten

↔ ↵ V1:7 der Datensatz enthält diese Variablen

Bei Format DIREKT schreiben Sie: alle_v

↵ Wenn Dateiformat FIX oder Nicht-Standard-FREI

die zu skalierenden Variablen

↔ Volksbegehren, Kundgebung, PolitikerKontakt, Buergerinitiative, Aktiv_in_Partei

↕ 1 1= alle Variable sind dichotom

2= alle Variable sind polytom

 Optionen - nur wenn Variable dichotom

 Option: Ein- und Ausschliessen von Untersuchungseinheiten

Beim dichotomen Guttman- und Mokken-Modell müssen die Variablen 0 - 1 kodiert sein, wobei 0 das Nicht-Ereignis bedeutet.

Beim polytomen Guttman-Modell müssen die Variablen mit fortlaufenden Werten ganzzahlig und positiv kodiert sein z.B. 0,1,2 oder 1,2,3,4 oder 4,5,6.

Ist das nicht der Fall, dann müssen sie nachfolgend umkodiert werden.

In unserem Beispiel wird ein dichotomes Guttman- und Mokken-Verfahren gerechnet. Die Variablen werden deswegen 0, 1 dichotomisiert. Aus den Codes 2 und 3 wird 0, 1 bleibt 1

Sollte ein polytomes Guttman-Verfahren gerechnet werden, dann sollten die Variablen in Richtung der Dimension kodiert sein. In unserem Beispiel müßte man die Kodierung folgendermaßen "umdrehen" : V1:5 (1:3 = Umdrehen)

X Lösche wieder diese Box

Umkodierungen und Kein-Wert-Angaben

		V3:7 (-1=Kein Wert)
		V3:7 (2,3=0)

erzeuge zusätzliche Felder für Umkodierungen / Kein_Wert-Angaben

Kontrollieren, ob Umkodierung so erfolgt wie gewünscht

diese Variablen ...

		<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
--	--	--------------------------	--------------------------	--------------------------

... aus diesen Datensätzen vor und nach der Umkodierung zur Kontrolle anzeigen

 Option: Skalenwerte ermitteln und speichern

 Grafik-Optionen

Erläuterungen zu den Boxen

Box 1 bis 3

Speicher fuer x Variable Hilfe

Vereinbare Variable= 20 ;

Option: Weitere Vereinbarungen - nur wenn Almo dazu auffordert

Datei der Variablennamen Hilfe

zeige = Namensdatei in Output zeigen
leer = nicht

Zu diesen Boxen siehe Almo-Handbuch "PO Arbeiten mit Progs", Abschnitt PO.1 bis PO.3

Box 4: Freie Namensfelder

Freie Namensfelder Hilfe

erzeuge zusätzliche Namensfelder

Siehe PO.3.

Box 5 und 6: Datei aus der gelesen wird

Datei aus der gelesen wird Hilfe

bei Datei-Problemen

Format der Daten Hilfe

der Datensatz enthält diese Variablen
Bei Format DIREKT schreiben Sie: alle_U

Wenn Dateiformat FIX oder Nicht-Standard-FREI Hilfe

Siehe PO.4.

Box 7: Die zu skalierenden Variablen

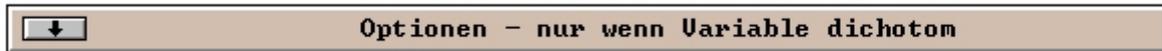
die zu skalierenden Variablen Hilfe

1= die Variable sind dichotom (2 Ausprägungen)
2= die Variable sind polytom (mehr als 2)

Eingabefeld 1: Angabe der zu skalierenden Analysevariablen

Eingabefeld 2: Angabe, ob die Analysevariablen dichotom (zwei Ausprägungen) oder polytom (mehr als zwei Ausprägungen) sind.

Box 8: Optionen – nur wenn Variable dichotom.
Dann ist das Mokken-Verfahren rechenbar.



Optionsbox geöffnet:



Eingabefeld 1: Hier können die Hauptoptionen gewählt werden.

- 0: Voreinstellung, einfache Analyse
- 1: reserviert
- 2: Im Anschluß an die normale Analyse wird eine Schrittweise Skalenerweiterung durchgeführt (vgl. Abschnitt 16.2.2.3)
- 3: Im Anschluß an die normale Analyse werden die vollständigen Kombinationen für eine vom Benutzer definierte Skalengröße berechnet (vgl. Abschnitt 16.2.2.4). Die vorgegebene Skalengröße muß dazu angegeben werden (vgl. Auswahl 3 in dieser Box).
- 4: Berechnung von $S^2(H)$ und Konfidenzintervall für den H-Koeffizienten. Wenn zusätzlich eine Gruppierungsvariable angegeben wird, erfolgt die Robustheitsprüfung über eine Gruppierungsvariable (vgl. Abschnitt 16.2.2.3).
- 5: Prüfung der Reihenfolgeinvarianz (H^T -Koeffizient, Itemsplit, Restscoresplit, vgl. Abschnitt 16.2.2.2)

Eingabefeld 2: Angabe einer Gruppierungsvariable. Nur sinnvoll wenn bei voriger Auswahl die Einstellung 4 (Konfidenzintervall / Robustheitsprüfung) gewählt wurde.

Eingabefeld 3: Angabe der Skalengröße für die die vollständigen Kombinationen berechnet werden sollen (nur sinnvoll, wenn zuvor Option "vollständige Kombinationen" gewählt wurde). Die Zahl muß mindestens 3 (alle 3-Itemkombinationen werden berechnet) und darf maximal gleich der Anzahl der einbezogenen Analysevariablen sein.

Eingabefeld 4: Schranke für H-Koeffizienten (relevant bei schrittweiser Skalenerweiterung). Voreinstellung = 0.5.

Eingabefeld 5: Schranke für H_i -Koeffizienten (relevant bei schrittweiser Skalenerweiterung und vollständigen Kombinationen). Voreinstellung = 0.3.

Eingabefeld 6: Reliabilitätsschätzung. Es werden die Diagonalglieder der P-Matrizen und diverse Reliabilitätskoeffizienten berechnet (vgl. Abschnitt 16.2.2.3).

Eingabefeld 7: Hier können die H_{ij} -Koeffizienten in Matrixform ausgegeben werden. Diese kann beispielsweise als Ähnlichkeitsmatrix für eine Hierarchische Clusteranalyse verwendet werden.

Eingabefeld 8: Hier kann das Sigifikanzniveau bei der schrittweisen Skalenerweiterung konstant gehalten werden (vgl. Abschnitt 16.2.2.3).

Eingabefeld 9: Im Anschluß an die Analyse wird eine Extremgruppeneliminierung durchgeführt (vgl. Abschnitt 16.2.2.5).

Eingabefeld 10: Ein exakter Fischer Test für $H_{ij} > 0$ wird berechnet (vgl. Abschnitt 16.2.2.6).

Box 9: Ein- und Ausschließen von Untersuchungseinheiten
Siehe P0.7.

Box 10: Kein_Wert-Angabe und Umkodierungen

Beim dichotomen Guttman- und Mokken-Modell müssen die Variablen 0 - 1 kodiert sein, wobei 0 das Nicht-Ereignis bedeutet.

Beim polytomen Guttman-Modell müssen die Variablen mit fortlaufenden Werten ganzzahlig und positiv kodiert sein z.B. 0,1,2 oder 1,2,3,4 oder 4,5,6.

Ist das nicht der Fall, dann müssen sie nachfolgend umkodiert werden.

In unserem Beispiel wird ein dichotomes Guttman- und Mokken-Verfahren gerechnet. Die Variablen werden deswegen 0, 1 dichotomisiert. Aus den Codes 2 und 3 wird 0. 1 bleibt 1

Sollte ein polytomes Guttman-Verfahren gerechnet werden, dann sollten die Variablen in Richtung der Dimension kodiert sein. In unserem Beispiel müßte man die Kodierung folgendermaßen "umdrehen" : V1:5 (1:3 = Umdrehen)

X Loesche wieder diese Box

Umkodierungen und Kein-Wert-Angaben

Umkodierungen
Kein_Wert-Angabe

V3:7(-1=Kein Wert)
 V3:7(2,3=0) # V3:7 hat dann die Werte 0 und 1 #

erzeuge zusätzliche Felder für Umkodierungen / Kein_Wert-Angaben

Kontrollieren, ob Umkodierung so erfolgt wie gewünscht

diese Variablen ...

... aus diesen Datensätzen
vor und nach der Umkodierung
zur Kontrolle anzeigen

Siehe hierzu auch Almo-Handbuch "P14 Sozialwissenschaftliche Skalierungs-Verfahren, Abschnitt P14.3.1 und Handbuch PO Arbeiten mit Progs, Abschnitt PO.5

Box 11: Skalenwerte ermitteln und speichern

Option: Skalenwerte ermitteln und speichern

Optionsbox geöffnet:

Option: Skalenwerte ermitteln und speichern Hilfe

"C:\Almo7\PROGS\Skalwert"

Geben Sie einen neuen Dateinamen ohne Erweiterung an
Almo erzeugt 3 Dateien:

1. eine nicht lesbare Almo-Arbeitsdatei mit der Erweiterung `__.dir`
2. eine anschauliche Datei im freien Format mit der Erweiterung `__.fre`
3. eine Datei der Variablennamen mit der Erweiterung `__.nam`

In den unter 1. und 2. angegebenen neuen Dateien sind nun enthalten:

- die Variablen aus der alten Datei
- die Skalenwertvariable, die als letzte Variable hinter die Variablen der alten Datei gestellt wurde

In der unter 3. angegebenen neuen Datei der Variablennamen sind nun enthalten:

- die Variablennamen aus der alten Datei einschliesslich der in der Box "Freie Namensfelder" angegebenen Namen
- der Name "Skala" für die neue angehängte Skalenwertvariable

***100; Runde 1**

die Skalenwert-Variable transformieren z.B. mit 100 multiplizieren und auf eine Ganzzahl runden - nicht obligatorisch

2

Von den zu skalierenden Variablen dürfen `Kein_Wert` besitzen. Für sie wird nachfolgende Kein-Wert-Behandlung durchgeführt. Sonst wird die Skalenwert-Variable auf Kein-Wert gesetzt

6

Kein-Wert-Behandlung, wenn zu skalierende Variable `Kein_Wert` besitzen
Möglich 4 - 7; empfohlen: 6 Hilfe

12345?

Startwert für Zufallsgenerator für Kein-Wert-Behandlung 6 und 7 Hilfe

Siehe hierzu die ausführliche Erläuterung in Abschnitt P14.6.1

Box 11: Grafik-Optionen

Nach Öffnen der Optionsbox ist folgendes zu sehen:



Eingabefeld 1: Es können ALMO-Grafiken ausgegeben werden (trace lines und Diagramm des H-Koeffizienten bei schrittweiser Skalenerweiterung).

Eingabefeld 2: Die trace lines können stufenförmig (wie im Guttman-Modell) oder Linienförmig (die Punkte werden direkt mit einer Linie verbunden) ausgegeben werden.

P16.3.1 Das selbst geschriebene Almo-Programm

Almo verfügt über eine eigene Programmiersprache, die es dem Benutzer ermöglicht, sehr flexible Programme zum Guttman- oder Mokken-Verfahren selbst zu schreiben.

Mit dem folgenden Almo-Syntax-Programm "Guttman1.Alm" wird eine Itemanalyse durchgeführt, die die in Abschnitt 16.1.3. beschriebenen Vorgehensweise und Koeffizienten der Guttmanskala durchführt. Darüberhinaus werden die grundlegenden Elemente der Mokkenskalierung berechnet. Eine Reihe weiterer Berechnungen zur Mokkenskala, die in den Abschnitten 16.2.2.2 bis 16.2.2.4 beschrieben wurden, können durch zusätzliche Optionen gesteuert werden.

Die Eingabe in Programm 16 erfordert lediglich die Angabe der Analysevariablen, von denen angenommen wird dass sie dichotom (0,1) in die Richtung der Meßdimension codiert sind. Ist dies nicht der Fall, müssen die Variablen durch eine entsprechende Anweisung umcodiert werden. Sind die Variablen nicht (0,1) codiert, werden alle davon abweichenden Ausprägungen in 0 umcodiert.

Die Eingabe in Programm 16 für unser Beispiel lautet:

```
VEREINBARE
  Variable=20;

ANFANG

  Name 3=Volksbegehren;
  Name 4=Kundgebung;
  Name 5=PolitikerKontakt;
  Name 6=Buergerinitiative;
  Name 7=Aktiv_in_Partei;

  Programm=16;
  Variable=V3:7;

  Ende_Programmparameter

  Lese V1:7
    aus Datei 1
    'c:\almo6\testdat\survey86.fre'
    Format frei
    leerzu ENDE;

  V3:7(0=kw)
  V3:7(2,3=0)

  Gehe_in_Programm
  Gehezu Lese
ENDE
```

Variablennamen festlegen

Programm-Parameter
Analysevariable

Einlesen der Daten

Umcodierung in 0-1

Dieses Almo-Syntax-Programm wird gefunden durch Klick auf den Knopf "alle Progs" am Oberrand des Almo-Fensters, dann Klick auf den Eintrag "Guttman1.Alm".

Oder: Klick auf das Menü "Almo", dann Klick auf "Beispiel-Programm laden". Danach muss nach unten gescrollt werden bis zu "Prog16: Guttman- und Mokken-Skalierung".

ALMO liefert als **Ergebnis** des Maskenprogramms P16m1 und des in der Almo-Syntax selbst geschriebenen Programms "Guttman1.Alm" folgendes:

Ergebnisse aus ALMO

Fuer Analyse ausgewaehlte Variable

V3 Volksbegehren
 V4 Kundgebung
 V5 PolitikerKontakt
 V6 Buergerinitiative
 V7 AktivinPartei

Zahl der eingelesenen Datensaeetze = 60
 Zahl der verarbeiteten Datensaeetze = 60

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttmanskalierung:

	Variable	Absolut	Relativ
Item 1	V4 Kundgebung	30	50.00
Item 2	V3 Volksbegehren	19	31.67
Item 3	V6 Buergerinitiativ	10	16.67
Item 4	V5 PolitikerKontakt	9	15.00
Item 5	V7 AktivinPartei	9	15.00

Gesamtpunktwert (score):
 Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	22	36.67
1	15	25.00
2	11	18.33
3	8	13.33
4	4	6.67
5	0	0.00
gesamt	60	100.00

Arithmetisches Mittel:
 1.283

Varianz:
 1.630

Analyse des Gesamtmodells:

Reliabilitaetskoeffizient
 (KR20): 0.590

Gesamtfehlersumme: 46
 Zellen der Datenmatrix: 300
 durchschnittl. Fehler
 je Zelle: 0.153

Reproduktions-
 koeffizient Rep: 0.847
 minim. marginaler
 Reproduktionskoeffizient
 MMR: 0.743

Relative Verbesserung der
 Reproduktion durch die
 Guttmanskalierung
 (PRE-Koeffizient)= 0.403

maximale Zahl
 konsistenter Paare: 190
 Differenz:konsistente
 - inkonsistente Paare: 104
 Konsistenzkoeffizient C= 0.547

=====

Analyse nach MOKKEN:

Inkonsistenzen
 bei statistischer
 Unabhaengigkeit: 65.283
 empirische
 Inkonsistenzen= 43
 Homogenitaets
 koeffizient H: 0.341

Die ausgewaehlten Items bilden nach MOKKEN
 eine schwache Skala

=====

Itemanalyse:

Item	Variable	Fehler	Rep.	MMR	PI	PRE	C	H
1	V4 Kundgebu	8	0.867	0.500	0.367	0.733	0.820	0.660
2	V3 Volksbeg	12	0.800	0.683	0.117	0.368	0.526	0.371
3	V6 Buergeri	8	0.867	0.833	0.033	0.200	0.449	0.292
4	V5 Politike	9	0.850	0.850	0.000	0.000	0.410	0.109
5	V7 AktivinP	9	0.850	0.850	0.000	0.000	0.471	0.302

Anteil der Ja-Antworten je Gesamtpunktwert
 Theoretischer Anteil in Klammern

Gesamt	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5
punkt	V4	V3	V6	V5	V7
wert	Kundgebung	Volksbegeh	Buergerini	PolitikerK	AktivinPar
1	0.47 (1.0)	0.27 (0.0)	0.07 (0.0)	0.13 (0.0)	0.07 (0.0)
2	1.00 (1.0)	0.45 (1.0)	0.18 (0.0)	0.27 (0.0)	0.09 (0.0)
3	1.00 (1.0)	0.75 (1.0)	0.50 (1.0)	0.25 (0.0)	0.50 (0.0)
4	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	0.75 (1.0)	0.50 (1.0)	0.75 (0.0)
5	---- (1.0)	---- (1.0)	---- (1.0)	---- (1.0)	---- (1.0)

Mokkenskalisierung:

P-Matrix

	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5
	V4	V3	V6	V5	V7
Item 1	-				
Item 2	0.25	-			
Item 3	0.15	0.08	-		
Item 4	0.12	0.03	0.05	-	
Item 5	0.13	0.12	0.03	0.02	-

Po-Matrix

	Item 1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5
	V4	V3	V6	V5	V7
Item 1	-				
Item 2	0.43	-			
Item 3	0.48	0.60	-		
Item 4	0.47	0.57	0.73	-	
Item 5	0.48	0.65	0.72	0.72	-

Pruefung auf Abweichungen mittels Cochrans Q-Test

Verletzung der Monotonie in der P-Matrix:

Spalte 1: von Zeile 4 zu Zeile 5
 Signifikanz der Abweichung((1-p)*100): 21.69%
 Spalte 2: von Zeile 4 zu Zeile 5
 Signifikanz der Abweichung((1-p)*100): 94.12%

Verletzung der Monotonie in der Po-Matrix:

Spalte 1: von Zeile 3 zu Zeile 4
 Signifikanz der Abweichung((1-p)*100): 43.64%
 Spalte 2: von Zeile 3 zu Zeile 4
 Signifikanz der Abweichung((1-p)*100): 52.03%
 Spalte 3: von Zeile 4 zu Zeile 5
 Signifikanz der Abweichung((1-p)*100): 23.56%

Pruefung der Abweichungen nach Mokken (Kriterium: 0.03)

P-Matrix:

Spalte 2: Zeile 4 zu Zeile 5

P0-Matrix:

Spalte 2: Zeile 3 zu Zeile 4

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	0.579	3.027	99.73
1 mit 3	V4 mit V6	0.800	2.748	99.40
1 mit 4	V4 mit V5	0.556	1.793	92.69
1 mit 5	V4 mit V7	0.778	2.510	98.78
2 mit 3	V3 mit V6	0.268	1.354	82.41
2 mit 4	V3 mit V5	-0.138	-0.655	48.77
2 mit 5	V3 mit V7	0.675	3.199	99.84
3 mit 4	V6 mit V5	0.200	1.443	85.08
3 mit 5	V6 mit V7	0.067	0.481	36.95
4 mit 5	V5 mit V7	-0.046	-0.351	27.44
Gesamt		0.341	5.302	100.00

Die Signifikanzgrenze fuer den Gesamtwert liegt bei 95%.
 Die Signifikanzgrenze fuer die einzelnen Paarvergleiche liegt bei 99.50%

***** WARNUNG
 Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
 sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V4	0.660	5.080	100.000
2	V3	0.371	3.647	99.971
3	V6	0.292	3.168	99.827
4	V5	0.109	1.173	75.893
5	V7	0.302	3.267	99.873

P16.3.2. Optionen

Überblick über die Optionen für das selbst geschriebene Programm:

Option 3:	0: Voreinstellung, einfache Analyse 2: Schrittweise Skalenerweiterung 3: vollständige Kombination (Angabe von option4 nötig!) 4: Berechnung von $S^2(H)$ und Konfidenzintervall für den H-Koeffizienten. Wenn zusätzlich Option7 angegeben wird, erfolgt die Robustheitsprüfung über eine Gruppierungsvariable. 5: Prüfung der Reihenfolgeinvarianz (H^T -Koeffizient, Itemsplit, Restscoresplit)
Option4	Itemzahl. Nur in Verbindung mit Option3=3 möglich: Damit wird die Anzahl der Items angegeben, für die Skalenlösungen berechnet werden sollen.
Option5	Schranke für H-Koeffizienten (für schrittweise Skalenerweiterung). Voreinstellung = 0.5.
Option6	Schranke für H_i -Koeffizienten (für schrittweise Skalenerweiterung und vollständige Kombinationen). Voreinstellung = 0.3.
Option7	1: Gruppierungsvariable in der Variablenliste enthalten (nur in Verbindung mit Option 3=4 möglich). Die letzte Variable hinter der Anweisung "Variable=" wird als Gruppierungsvariable verwendet. 0: (Voreinstellung) Keine Gruppierungsvariable
Option8	1: Reliabilitätsschätzung. Es werden die Diagonalglieder der P-Matrizen und diverse Reliabilitätskoeffizienten berechnet. 0:(Voreinstellung). Keine Reliabilitätsschätzung
Option9	1: Matrix der H_{ij} -Koeffizienten ausgeben (diese kann in die Eingabe der Clusteranalyse übernommen werden) 0: (Voreinstellung). Keine Matrix ausgeben.
Option10	1: Bei schrittweiser Skalenerweiterung wird das kritische Signifikanzniveau (kritischer alpha-Wert) zur Itemselektion konstant gehalten. 0:(Voreinstellung). Kritischer alpha-Wert wird bei jedem Erweiterungsschritt erhöht.
Option11	1: Im Anschluß an die Analyse wird eine Extremgruppeneliminierung durchgeführt. 0:(Voreinstellung) Keine Extremgruppeneliminierung.
Option12	1: Grafikoption: trace lines der Itemanalysen werden in Linienform ausgegeben. 0: (Voreinstellung).trace lines als Treppenfunktion.

Grafik	Almo: Grafikausgabe (Voreinstellung). 0:Keine Grafikausgabe.
--------	---

P16.3.2.1. Grafikoptionen

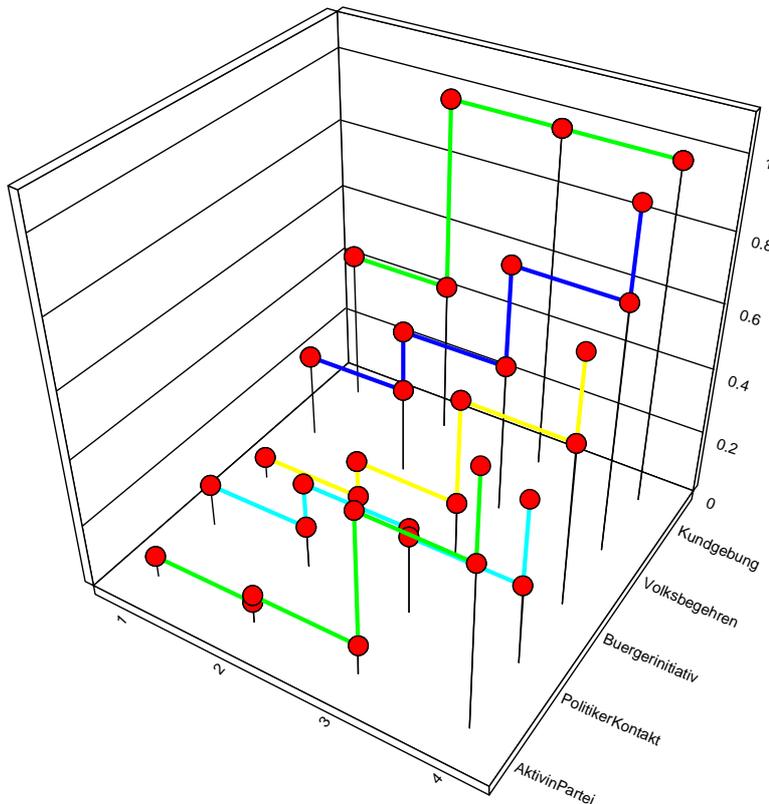
Mit der Anweisung im Programmparameter-Block des Syntax-Programm

Grafik=Almo;

werden die empirischen trace lines für die einbezogenen Variablen, sowie die empirischen und theoretischen trace lines in Detailanalysen ausgegeben. Wird eine schrittweise Skalenerweiterung durchgeführt, wird die Entwicklung des H-Koeffizienten in der Abfolge der Erweiterungsschritte grafisch dargestellt. Im Maskenprogramm Prog16m1 ist die Grafik-Ausgabe voreingestellt.

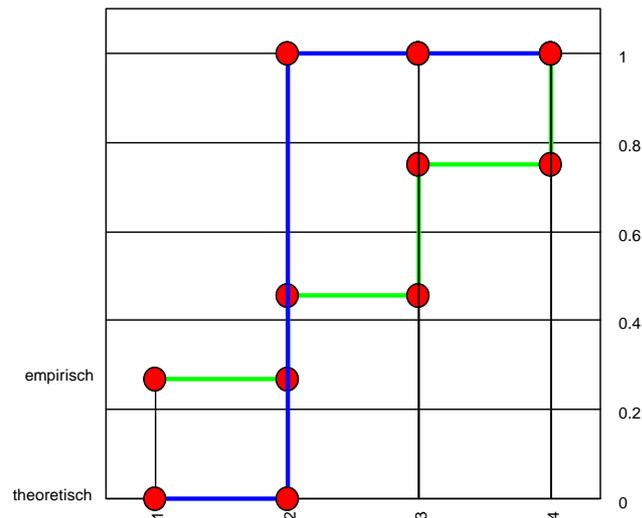
In der Standardeinstellung werden die trace lines als Treppenfunktionen dargestellt.

Empirische Ja-Antworten
in Abhängigkeit vom Gesamtpunktwert



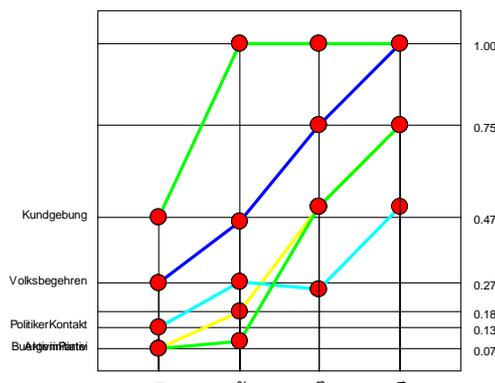
Für die Variable „Volksbegehren“ wird beispielsweise folgende empirische und theoretische trace line ausgegeben:

Empirische und theoretische Trace-Line
für Variable Volksbegehren



Durch die Anweisung Option 12=1 werden die trace lines in Linienform ausgegeben:

Empirische Ja-Antworten
in Abhängigkeit vom Gesamtpunktwert



P16.3.2.2. Schrittweise Skalenkonstruktion

Mit der Anweisung Option3=2 wird für die Analysevariablen die schrittweise Skalenkonstruktion (Abschnitt P16.2.2.4) durchgeführt. Dadurch wird im Anschluß an die normale Analyse folgender Output von ALMO geliefert:

Schrittweise Skalenerweiterung:

=====

Abbruchkriterium fuer H=0.5000

Schranke fuer Hi=0.3000

Startset: V3 und V7

Hij=0.675

=====

Skalenerweiterung um V4

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttman Skalierung:

	Variable		Absolut	Relativ
Item 1	V4	Kundgebung	30	50.00
Item 2	V3	Volksbegehren	19	31.67
Item 3	V7	AktivinPartei	9	15.00

Gesamtpunktwert (score):

Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	25	41.67
1	19	31.67
2	9	15.00
3	7	11.67
gesamt	60	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	Signifikanz delta (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	0.579	3.027 99.73
1 mit 3	V4 mit V7	0.778	2.510 98.78
2 mit 3	V3 mit V7	0.675	3.199 99.84
Gesamt		0.653	4.996 100.00

***** WARNUNG

Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V4	0.643	3.930	100.000
2	V3	0.617	4.322	100.000
3	V7	0.718	4.016	100.000

=====

Skalenerweiterung um V5

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttmanskalierung:

	Variable		Absolut	Relativ
Item 1	V3	Volksbegehren	19	31.67
Item 2	V7	AktivinPartei	9	15.00
Item 3	V5	PolitikerKontakt	9	15.00

Gesamtpunktewert (score):

Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	32	53.33
1	20	33.33
2	7	11.67
3	1	1.67
gesamt	60	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V3 mit V7	0.675	3.199	99.84
1 mit 3	V3 mit V5	-0.138	-0.655	48.77
2 mit 3	V7 mit V5	-0.046	-0.351	27.44
Gesamt		0.148	1.413	84.22

***** WARNUNG

Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V3	0.268	1.798	92.787
2	V7	0.275	2.323	97.966
3	V5	-0.087	-0.734	53.654

=====
Skalenerweiterung um V6

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttmanskalierung:

	Variable		Absolut	Relativ
Item 1	V3	Volksbegehren	19	31.67
Item 2	V6	Buergerinitiativ	10	16.67
Item 3	V7	AktivinPartei	9	15.00

Gesamtpunktewert (score):

Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	34	56.67
1	16	26.67

2	8	13.33
3	2	3.33

gesamt	60	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100

1 mit 2	V3 mit V6	0.268	1.354	82.41
1 mit 3	V3 mit V7	0.675	3.199	99.84
2 mit 3	V6 mit V7	0.067	0.481	36.95

Gesamt		0.317	3.024	99.73

***** WARNUNG
Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100

1	V3	0.461	3.190	99.838
2	V6	0.163	1.367	82.816
3	V7	0.341	2.797	99.482

Ergebnisse der Erweiterungsschritte:

=====

Anzahl der Items im Set: 3

Bereits aufgenommene Items:

V3
V7

Erweiterungen:

Variable	H	Signifikanz	Hi	Signifikanz

V4	0.653	100.00	0.643	100.00
V5	** eliminiert **			
V6	0.317	99.73	0.163	82.82

alpha des Erweiterungsschrittes:0.00417

Signifikanzgrenze des Erweiterungsschrittes:99.583%

V4 wird in das set aufgenommen.

1 Variable ist eliminiert.

Noch 1 Variablen im Itempool

=====

Skalenerweiterung um V6

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttmanskalierung:

	Variable		Absolut	Relativ

Item 1	V4	Kundgebung	30	50.00
Item 2	V3	Volksbegehren	19	31.67

Item 3	V6	Buergerinitiativ	10	16.67
Item 4	V7	AktivinPartei	9	15.00

Gesamtpunktwert (score):
Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	24	40.00
1	16	26.67
2	10	16.67
3	8	13.33
4	2	3.33
gesamt	60	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	0.579	3.027	99.73
1 mit 3	V4 mit V6	0.800	2.748	99.40
1 mit 4	V4 mit V7	0.778	2.510	98.78
2 mit 3	V3 mit V6	0.268	1.354	82.41
2 mit 4	V3 mit V7	0.675	3.199	99.84
3 mit 4	V6 mit V7	0.067	0.481	36.95
Gesamt		0.493	5.633	100.00

***** WARNUNG

Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V4	0.684	4.790	100.000
2	V3	0.511	4.398	100.000
3	V6	0.328	2.823	99.519
4	V7	0.449	3.756	99.985

Ergebnisse der Erweiterungsschritte:

Anzahl der Items im Set: 4

Bereits aufgenommene Items:

V3
V7
V4

Erweiterungen:

Variable	H	Signifikanz	Hi	Signifikanz
V6	0.493	100.00	0.328	99.52

alpha des Erweiterungsschrittes:0.00385
Signifikanzgrenze des Erweiterungsschrittes:99.615%

Keine Skalenerweiterungen mehr moeglich!

Schrittweise gebildete Skala besteht aus folgenden Items:

V3 Volksbegehren
 V7 AktivistinPartei
 V4 Kundgebung

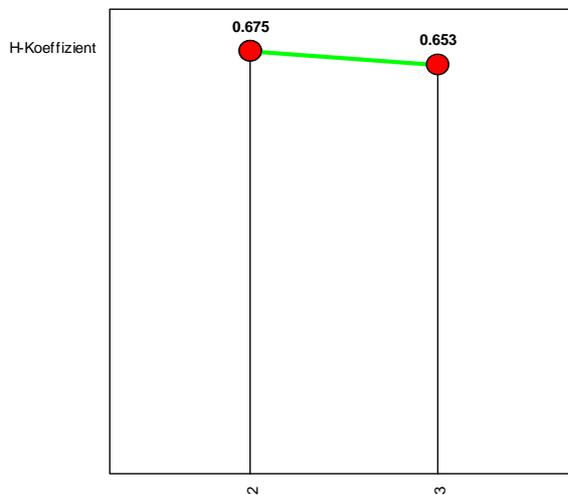
Noch verbleibende Items:

V5 PolitikerKontakt
 V6 Buergerinitiative

Die obige Analyse zeigt, dass im Rahmen einer schrittweisen Skalenerweiterung eine 3-Itemskala gebildet wird, die aus den Variablen V3, V7 und V4 besteht. Eine Erweiterung um V6 ist nicht mehr möglich, da die Testgröße Delta zu diesem Erweiterungsschritt keine ausreichende Signifikanz aufweist. Darüberhinaus wird bei Einführung von Variable V6 das Abbruchkriterium von $H \geq 0.5$ (StandardEinstellung) nicht mehr erfüllt. Das Item V5 wurde im Verlauf der Erweiterung eliminiert, da seine Einführung zu negativen H_{ij} -Koeffizienten führt. Das Abbruchkriterium für den H Koeffizienten kann mittels Option 5 verändert werden. Ebenso kann die Schwelle für die Itemkoeffizienten (StandardEinstellung $H_i \geq 0.3$) mittels Option 6 verändert werden.

Im Anschluß an die Skalenbildung wird ein Diagramm ausgegeben, das den Verlauf des H-Koeffizienten zu den einzelnen Erweiterungsschritten zeigt.

H-Koeffizient bei schrittweiser Skalenerweiterung



Wird für obiges Beispiel Option 5=0.4 gesetzt (Abbruchkriterium für den H-Koeffizienten wird reduziert) und das Signifikanzniveau im Verlauf der Erweiterungen konstant gehalten (Option10=1), dann würde auch Item V6 in die Skala aufgenommen werden.

P16.3.2.3. Vollständige Kombinationen

Mit der Anweisung Option3=3 wird das Programm angewiesen die Berechnung der vollständigen Kombinationen durchzuführen. Dazu muß allerdings die gewünschte Skalengröße (Anzahl der Items) angegeben werden, für die sämtliche Itemkombinationen berechnet werden sollen. Dies erfolgt über die Option 4.

Mit der Anweisung Option4=3 werden beispielsweise sämtliche Itemkombinationen

berechnet, die für 3-Itemskalen (aus dem angegebenen Itempool) möglich sind.

Die Anweisungen

Option3=3;

Option4=3;

führt zu folgendem Output (Ausschnitt):

```
Berechnung der vollstaendigen Kombinationen:  
=====
```

```
Kombinationen fuer 3-Itemskalen:  
Insgesamt 10 Kombinationen von 3-item Skalen.
```

```
Ausgabe der Ergebnisse (nach H sortiert):  
=====
```

```
1:  
V3    Volksbegehren  
V4    Kundgebung  
V7    AktivinPartei
```

```
H=0.653    Signifikanz((1-p)*100)=100.000  
-----
```

```
2:  
V3    Volksbegehren  
V4    Kundgebung  
V6    Buergerinitiative
```

```
H=0.531    Signifikanz((1-p)*100)=100.000  
-----
```

```
3:  
V4    Kundgebung  
V5    PolitikerKontakt  
V6    Buergerinitiative
```

```
H=0.471    Signifikanz((1-p)*100)=99.950  
-----
```

```
4:  
V4    Kundgebung  
V6    Buergerinitiative  
V7    AktivinPartei
```

```
H=0.471    Signifikanz((1-p)*100)=99.950  
-----
```

```
5:  
V3    Volksbegehren  
V4    Kundgebung  
V5    PolitikerKontakt
```

```
H=0.355    Signifikanz((1-p)*100)=99.321  
Hi kleiner 0.300 aufgetreten!  
Negative Hij sind aufgetreten!  
-----
```

```
6:  
V4    Kundgebung  
V5    PolitikerKontakt  
V7    AktivinPartei
```

```
H=0.339    Signifikanz((1-p)*100)=98.943
```

Hi kleiner 0.300 aufgetreten!
 Negative Hij sind aufgetreten!

Es existieren $\binom{5}{3} = 10$ mögliche Itemkombinationen wenn alle möglichen 3-Itemkombinationen aus einem Pool von 5 Variablen gebildet werden. Die Kombinationen werden nach dem H-Koeffizient gereiht ausgegeben. Die Lösung mit dem höchsten H-Koeffizienten besteht aus den Items V3, V4, V7. Das ist auch jene Skalenlösung, die durch die schrittweise Skalerweiterung ermittelt wurde. Bei den Skalenlösungen mit den Rängen 5 und 6 (bezogen auf den Wert des H-Koeffizienten) erfolgt die Warnung, dass negative H_{ij} -Koeffizienten aufgetreten sind bzw. H_i Koeffizienten kleiner der Schranke 0.3 aufgetreten sind. Wird mit Option 6 die Schranke für den H_i -Koeffizienten verändert, wird diese Warnung auf diese Grenze bezogen.

P16.3.2.3. Reihenfolgeinvarianz

Mit der Anweisung Option3=5 werden die erweiterten Prüfmöglichkeiten zur Monotonie der Itemschwierigkeiten (Prüfung auf Reihenfolgeinvarianz) durchgeführt. Es erfolgt die Berechnung des H^T und $H^T_{\%}$ -Koeffizienten sowie die Durchführung der Itemsplit, Restscoresplit und Restscorevergleich Methode.

Analyse der Reihenfolgeinvarianz
 =====

Ht-Koeffizient: 0.33

Insgesamt 4 Personenkoeffizienten negativ.
 Das sind 6.67% negative Ht Koeffizienten.

Itemsplit-Methode
 =====

Anteilsdifferenzen / Signifikanz der Differenzabweichung von 0 (einseitig).
 Positive Differenzen sind Modellkonform

k	Item 5 <= 4 V7 <= V5		Signifikanz der Differenzen (1-p/2)*100	
	Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 3 V6	0.100	-0.020	67.425	54.991
i 2 V3	-0.263	0.122	96.435	87.994
i 1 V4	-0.033	0.033	60.116	71.931

k	Item 5 <= 3 V7 <= V6		Signifikanz der Differenzen (1-p/2)*100	
	Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 4 V5	0.222	-0.020	85.552	54.396
i 2 V3	-0.105	0.073	71.995	78.341
i 1 V4	0.033	0.000	59.512	50.000

k	Item 5 <= 2 V7 <= V3		Signifikanz der Differenzen (1-p/2)*100	
	Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 4 V5	0.111	0.176	72.193	78.256
i 3 V6	0.300	0.140	88.767	75.784
i 1 V4	0.233	0.100	93.495	91.671

		Item 5 <= 1		Signifikanz der Differenzen	
		V7 <= V4		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 4	V5	0.667	0.294	99.856	88.907
i 3	V6	0.700	0.280	99.767	89.892
i 2	V3	0.421	0.317	96.809	99.311

		Item 4 <= 3		Signifikanz der Differenzen	
		V5 <= V6		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.111	0.000	72.193	50.000
i 2	V3	0.158	-0.049	87.979	65.341
i 1	V4	0.067	-0.033	69.220	71.931

		Item 4 <= 2		Signifikanz der Differenzen	
		V5 <= V3		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.667	0.078	99.856	64.786
i 3	V6	0.200	0.160	76.578	79.574
i 1	V4	0.267	0.067	96.364	79.540

		Item 4 <= 1		Signifikanz der Differenzen	
		V5 <= V4		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.778	0.275	99.990	87.483
i 3	V6	0.600	0.300	98.075	92.127
i 2	V3	0.684	0.195	100.000	88.574

		Item 3 <= 2		Signifikanz der Differenzen	
		V6 <= V3		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.556	0.078	97.748	64.786
i 4	V5	-0.111	0.196	67.443	81.450
i 1	V4	0.200	0.100	89.546	91.671

		Item 3 <= 1		Signifikanz der Differenzen	
		V6 <= V4		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.667	0.275	99.278	87.483
i 4	V5	0.444	0.314	91.841	91.058
i 2	V3	0.526	0.244	99.542	94.775

		Item 2 <= 1		Signifikanz der Differenzen	
		V3 <= V4		(1-p/2)*100	
k		Split k=1	Split k=0	Split k=1	Split k=0
i 5	V7	0.111	0.196	60.142	77.084
i 4	V5	0.556	0.118	97.748	65.616
i 3	V6	0.400	0.140	87.193	70.430

Restscore-Split-Methode
 =====

Anteilsdifferenzen / Signifikanz der Differenzabweichung von 0 (einseitig).

Positive Differenzen sind Modellkonform

Item 5 <= 4

V7 <= V5

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.040	71.953	0.040	71.953	-0.029	60.114
1	0.125	84.910	0.073	87.528	-0.158	82.237
2	-0.143	76.413	0.018	60.111	-0.200	72.504
3	-0.200	72.504	0.000	50.000	-----	-----

Item 5 <= 3

V7 <= V6

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.000	50.000	0.000	50.000	0.028	59.510
1	0.062	72.028	0.025	67.301	0.000	50.000
2	0.000	50.000	0.017	59.507	0.000	50.000
3	0.000	50.000	0.017	59.004	-----	-----

Item 5 <= 2

V7 <= V3

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.111	91.746	0.111	91.746	0.212	93.428
1	0.200	86.447	0.149	95.056	0.231	85.097
2	0.200	76.578	0.158	96.240	0.333	88.958
3	0.333	88.958	0.167	97.434	-----	-----

Item 5 <= 1

V7 <= V4

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.194	97.820	0.194	97.820	0.517	99.934
1	0.476	99.703	0.308	99.949	0.625	96.258
2	0.571	92.501	0.339	99.980	1.000	-----
3	1.000	-----	0.350	99.991	-----	-----

Item 4 <= 3

V5 <= V6

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	-0.040	71.953	-0.040	71.953	0.057	69.209
1	-0.053	63.053	-0.045	71.896	0.188	88.139
2	0.222	85.552	0.000	50.000	0.143	72.303
3	0.143	72.303	0.017	59.004	-----	-----

Item 4 <= 2

V5 <= V3

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
---	-----	---------	--------------	---------	--------------	---------

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.071	79.559	0.071	79.559	0.250	96.316
1	0.118	76.341	0.089	86.050	0.400	96.090
2	0.308	88.848	0.138	94.546	1.000	-----
3	1.000	-----	0.167	97.434	-----	-----

Item 4 <= 1
V5 <= V4

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.147	90.715	0.147	90.715	0.615	100.000
1	0.500	99.763	0.260	99.620	0.800	99.957
2	0.750	99.473	0.328	99.963	1.000	-----
3	1.000	-----	0.350	99.991	-----	-----

Item 3 <= 2
V6 <= V3

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.111	91.746	0.111	91.746	0.182	89.492
1	0.158	82.237	0.130	93.789	0.214	80.320
2	0.154	72.077	0.136	93.837	1.000	-----
3	1.000	-----	0.150	95.643	-----	-----

Item 3 <= 1
V6 <= V4

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.188	96.557	0.188	96.557	0.500	99.878
1	0.450	99.376	0.288	99.864	0.625	96.258
2	0.571	92.501	0.322	99.946	1.000	-----
3	1.000	-----	0.333	99.968	-----	-----

Item 2 <= 1
V3 <= V4

s	S=s	Signif.	Split S<s	Signif.	Split S>s	Signif.
0	0.079	74.490	0.079	74.490	0.364	94.477
1	0.375	93.463	0.167	92.909	0.333	74.371
2	0.333	74.371	0.183	94.563	-----	-----
3	-----	-----	0.183	94.563	-----	-----

Zu nächst wird der H^T - und der $H^T_{\%}$ -Koeffizient ausgegeben. Ersterer liegt mit einem Wert von 0.33 knapp über dem empfohlenen Wert von 0.3, der Anteil negativer Personenkoeffizienten liegt mit 6.67% ebenfalls unterhalb der Schwelle von 10%. Anschließend wird die Itemsplitmethode für sämtliche Itempaare angewendet. In der Kopfzeile der einzelnen Tabellen sind jeweils Item- und Variablennummern der

Items angeführt, für die die Analyse durchgeführt wird. In den Zeilen stehen die Items, anhand derer der Split durchgeführt wird. Ausgegeben werden jeweils die Anteilsdifferenzen $(p(X_i)-p(X_j))$, sodass negative Anteilswerte Inkonsistenzen darstellen. Für jede Anteilsdifferenz wird mittels t-Test geprüft, ob diese signifikant größer Null ist. Im Obigen Beispiel treten für die Itempaare V7/V5, V7/V6, V5/V6 und V6/V3 Inkonsistenzen auf. Für ein oder mehrere Items dieser Variablen ist daher die Monotonie der Itemschwierigkeiten verletzt.

Daran anschließend werden die Tabellen der Scorevergleiche und der Restscoresplits ausgegeben. Auch hier sind Anteilsdifferenzen so dargestellt, dass negative Werte Inkonsistenzen repräsentieren. Es ist ersichtlich, dass sich die Items V7 und V5 im oberen Skalenbereich und V5 und V6 im unteren Skalenbereich überschneiden. Dies ist auch aus den empirischen trace lines ersichtlich. Die negativen Werte der Itemsplit und Restscoreanalysen sind allerdings überwiegend nicht signifikant (ausgenommen Itemsplit für V7 / V5).

P16.3.2.4. Schätzung der Diagonalglieder und Reliabilitätskoeffizienten

Durch die Anweisung Option 8=1 werden die Diagonalglieder der P-Matrix und die daraus berechneten Reliabilitätskoeffizienten ausgegeben.

Reliabilitaetsschaetzung
=====

Schaetzungen der Diagonalglieder der P-Matrix pii:

		Mokken				Sijtsma-Molenaar				
		upper	lower	MI	MII	upper	lower	min	MS	
1	V4	0.395	0.395	0.395	0.395	0.317	0.317	0.317	0.356	
2	V3	0.158	0.158	0.158	0.158	0.226	0.125	0.125	0.167	
3	V6	0.044	0.056	0.056	0.053	0.065	0.052	0.052	0.054	
4	V5	0.045	0.022	0.022	0.022	0.048	0.022	0.022	0.032	0.017*
5	V7	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.017*

Rho		0.620	0.614	0.614	0.612	0.629	0.544	0.544	0.600	
Rho korr		0.599	0.607	0.607	0.605	0.606	0.537	0.537	0.587	

*:korrigierter Wert bei gleichen relativen Haefigkeiten

Warnung! Bei mindestens einer Berechnung von Pii wurde das Minimum unterschritten.

Als Wert fuer Pii wurde Pi**2 eingesetzt.

Die Tabelle enthält die Schätzungen der Diagonalglieder nach den acht unterschiedlichen Methoden (vgl. Abschnitt P16.2.2.3) für alle einbezogenen Variablen. Diese sind in folgender Reihenfolge dargestellt: Mokken I (upper), Mokken I (lower) Mokken I (Minimum), Mokken II, reversed (upper) reversed (lower), Reversed (minimum) und MS (Molenaar-Sijtsma) -Berechnung. Da V5 und V6 diese eben marginalen Anwohnhäufigkeiten aufweisen (gleiche Itemschwierigkeit) wird zusätzlich die korrigierte Berechnung für die Diagonalglieder ausgegeben. Anschließend werden die Reliabilitätskoeffizienten (Rho) für die einzelnen Berechnungsmethoden ausgegeben. Sind Korrekturen der Diagonalglieder durchgeführt worden, werden in einer zweiten Zeile die daraus resultierenden korrigierten Koeffizienten (Rho korr) ausgegeben. Warnungen werden ausgegeben, wenn die Schätzung der Diagonalglieder zu Verletzungen der theoretischen Minima bzw. Maxima der Diagonalglieder führte.

P16.3.2.5. Extremgruppeneliminierung

Mit der Option 11=1 wird im Anschluß an die Analyse eine nochmalige Berechnung der Koeffizienten durchgeführt, wobei die Extremgruppen (Scoregruppen 0 und max) aus der Analyse eliminiert werden.

Ergebnisse fuer Extremgruppeneliminierung:

=====
Anzahl der verbleibenden Datensätze: 38

Paarweise Itemprüfung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	0.000	0.000	0.00
1 mit 3	V4 mit V6	0.525	0.986	67.54
1 mit 4	V4 mit V5	-0.056	-0.097	7.92
1 mit 5	V4 mit V7	0.472	0.826	59.12
2 mit 3	V3 mit V6	0.000	0.000	0.00
2 mit 4	V3 mit V5	-0.556	-1.883	94.03
2 mit 5	V3 mit V7	0.556	1.883	94.03
3 mit 4	V6 mit V5	0.095	0.540	41.09
3 mit 5	V6 mit V7	-0.056	-0.315	24.60
4 mit 5	V5 mit V7	-0.165	-1.002	68.35
Gesamt		0.023	0.268	20.97

***** WARNUNG

Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V4	0.191	0.829	59.265
2	V3	0.000	0.000	0.000
3	V6	0.067	0.564	42.741
4	V5	-0.156	-1.315	81.124
5	V7	0.095	0.802	57.728

Die Extremgruppeneliminierung im obigen Beispiel (für alle fünf Items) zeigt, dass ohne Extremgruppen von keiner Skala gesprochen werden kann, da der H-Koeffizient annähernd 0 ist.

P16.3.2.6. Exakter Test für $H_{ij} > 0$

Mit der Option 13=1 wird der exakte Test (Fischer Test) berechnet, dass $H_{ij} > 0$ (bei positiven Werten für H_{ij}) bzw. dass $H_{ij} < 0$ (bei negativen Werten für H_{ij}) ist.

Paarweise Itemprüfung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100	Eo	E	fij	p(Hij<0)	Fischer
1 mit 2	V4 mit V3	0.579	3.027	99.73	9.500	4	10	0.500	99.761
1 mit 3	V4 mit V6	0.800	2.748	99.40	5.000	1	6	0.365	99.391
1 mit 4	V4 mit V5	0.556	1.793	92.69	4.500	2	5	0.500	92.725
1 mit 5	V4 mit V7	0.778	2.510	98.78	4.500	1	5	0.500	98.715
2 mit 3	V3 mit V6	0.268	1.354	82.41	6.833	5	7	0.609	83.998
2 mit 4	V3 mit V5	-0.138	-0.655	48.77	6.150	7	7	0.407	59.344
2 mit 5	V3 mit V7	0.675	3.199	99.84	6.150	2	7	0.407	99.699
3 mit 4	V6 mit V5	0.200	1.443	85.08	7.500	6	8	0.533	83.670

3 mit 5	V6 mit V7	0.067	0.481	36.95	7.500	7	8	0.533	53.265
4 mit 5	V5 mit V7	-0.046	-0.351	27.44	7.650	8	8	0.593	40.654
Gesamt		0.341	5.302	100.00					

Die Tabelle der Paarweisen Itemprüfung enthält dann zusätzlich zur Standardausgabe die Erwartungswerte der Fehlerzellenhäufigkeit (E_{ij}), die beobachtete Fehlerzellenhäufigkeit (E) und jene Fehlerzellenhäufigkeit (f_{ij}) ab der der jeweilige H_{ij} Koeffizient negative Werte annimmt. Zusätzlich wird jene Wahrscheinlichkeit ($p(H_{ij} < 0)$) ausgegeben, mit der negative Schätzer für H_{ij} auftreten würden, wenn der tatsächliche H_{ij} Koeffizient mit Null angenommen wird. In der letzten Spalte wird die Signifikanz für $H_{ij} > 0$ (bei positiven Werten von H_{ij}) bzw. für $H_{ij} < 0$ (bei negativen Werten für H_{ij}) aus dem exakten (Fischer) Test ausgegeben (vgl. dazu Kapitel P16.2.2.6).

P16.3.2.7. Approximiertes Konfidenzintervall für H, Robustheitsprüfung und Verteilung der Antwortmuster

Mit der Angabe Option 3=4 berechnet ALMO das approximierte Konfidenzintervall für den Skalenkoeffizienten H. Dazu wird die approximierte Varianz des Koeffizienten über die Gruppen der Antwortmuster geschätzt. Es wird gleichzeitig eine Verteilung der Antwortmuster gruppiert nach Gesamtpunktwert ausgegeben.

Wird Zusätzlich Option 7=1 gesetzt, wird eine Robustheitsprüfung für eine Gruppierungsvariable durchgeführt. Die Gruppierungsvariable wird dazu an das Ende der Liste der Analysevariable (in der Anweisung "Variable=") gesetzt. Für die Gruppierungsvariable muß die Ober- und Untergrenze angegeben werden. Es wird davon ausgegangen, dass die Codierung der Variable so gewählt ist, dass die Ausprägungen zwischen Unter und Obergrenze ganzzahlig und durchgängig sind!

Beispielprogramm: Die Variable V1 soll als Gruppierungsvariable eingesetzt werden

```
VEREINBARE
  Variable = 200;          # Speicher fuer 20 Variable #

ANFANG

Name 3=Volksbegehren;    # den Variablen werden Namen gegeben #
Name 4=Kundgebung;
Name 5=PolitikerKontakt;
Name 6=Buergerinitiative;
Name 7=Aktiv_in_Partei;

Programm = 16;          # Programm-Nummer fuer Guttmanverfahren #
  Variable = V3:7, 1;    # zu skalierende Variable #
                        # Am Schluß wird die Gruppierungsvariable#
                        # (V1) angegeben#

option 3=4;             # Option Konfidenzintervall #
option7=1;              # Option Gruppierungsvariable#
ug 1=1;                 # Unter- und Obergrenzen für #
og 1=2;                 # Gruppierungsvariable #

Ende_Programmparameter

Lese V1:7                # Daten lesen #
  aus Datei 1
  'C:\gutt\surv.fre'
  Format frei
  leerzu ENDE;

V3:7(0=KeinWert)
V3:7(2,3=0)             # Variable müssen 0-1 kodiert sein #
v1(1,2=1;3,4=2);
Gehe_in_Programm;      # gehe mit Daten in Prog 16 #
Gehezu Lese             # zurück und den nächsten Datensatz lesen #
ENDE
```

Ausgabe (Ausschnitt):

Gruppierungsvariable:V1

Auspraegung 1 ist Gruppe 1
Auspraegung 2 ist Gruppe 2

(...)

Aufgetretene Antwortmuster:

```
=====
%          absolut
Score 0:
0 0 0 0 0   36.67      22
Score 1:
1 0 0 0 0   11.67       7
0 1 0 0 0    6.67       4
0 0 1 0 0    1.67       1
0 0 0 1 0    3.33       2
0 0 0 0 1    1.67       1
Score 2:
1 1 0 0 0    8.33       5
1 0 1 0 0    3.33       2
1 0 0 1 0    5.00       3
1 0 0 0 1    1.67       1
Score 3:
1 1 1 0 0    3.33       2
1 0 1 1 0    3.33       2
1 1 0 0 1    6.67       4
Score 4:
1 1 1 1 0    1.67       1
1 1 1 0 1    3.33       2
1 1 0 1 1    1.67       1
Score 5:
```

S2(H)=0.0060

Konfidenzintervall fuer H zur Sicherheit 95%:
0.189 <= H <= 0.494

Ergebnisse fuer Gruppe 1:

=====

Anzahl der Datensaeetze in dieser Gruppe: 44

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttmanskalierung:

	Variable		Absolut	Relativ
Item 1	V4	Kundgebung	18	40.91
Item 2	V3	Volksbegehren	12	27.27
Item 3	V7	AktivinPartei	7	15.91
Item 4	V6	Buergerinitiativ	6	13.64
Item 5	V5	PolitikerKontakt	5	11.36

Gesamtpunktwert (score):

Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	20	45.45
1	12	27.27
2	4	9.09

3	4	9.09
4	4	9.09
5	0	0.00

gesamt	44	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	0.577	2.784	99.46
1 mit 3	V4 mit V7	0.758	2.599	99.07
1 mit 4	V4 mit V6	0.718	2.248	97.53
1 mit 5	V4 mit V5	0.662	1.867	93.81
2 mit 3	V3 mit V7	0.804	3.743	99.98
2 mit 4	V3 mit V6	0.312	1.330	81.62
2 mit 5	V3 mit V5	0.175	0.671	49.78
3 mit 4	V7 mit V6	0.207	1.241	78.53
3 mit 5	V7 mit V5	0.049	0.263	20.55
4 mit 5	V6 mit V5	0.305	1.804	92.87
Gesamt		0.459	6.150	100.00

Die Signifikanzgrenze fuer den Gesamtwert liegt bei 95%.
 Die Signifikanzgrenze fuer die einzelnen Paarvergleiche liegt bei 99.50%

***** WARNUNG

Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
 sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
1	V4	0.662	4.791	100.000
2	V3	0.505	4.421	100.000
3	V7	0.459	4.256	100.000
4	V6	0.363	3.317	99.893
5	V5	0.272	2.323	97.963

Aufgetretene Antwortmuster:

```

=====
Score 0:
%          absolut
0 0 0 0 0  45.45      20
Score 1:
1 0 0 0 0  13.64      6
0 1 0 0 0   6.82      3
0 0 1 0 0   2.27      1
0 0 0 1 0   2.27      1
0 0 0 0 1   2.27      1
Score 2:
1 1 0 0 0   4.55      2
1 0 1 0 0   2.27      1
1 0 0 1 0   2.27      1
Score 3:
1 1 0 0 1   6.82      3
1 0 1 1 0   2.27      1
Score 4:
  
```

```

1 1 1 1 0    2.27    1
1 1 1 0 1    4.55    2
1 1 0 1 1    2.27    1
Score 5:

```

S2(H)=0.0097
Konfidenzintervall fuer H zur Sicherheit 95%:
0.266 <= H <= 0.653

Ergebnisse fuer Gruppe 2:
=====

Anzahl der Datensaeetze in dieser Gruppe: 10

Reihung der ausgewaehlten Variablen fuer Guttman'skalierung:

	Variable	Absolut	Relativ
Item 1	V4 Kundgebung	7	70.00
Item 2	V3 Volksbegehren	3	30.00
Item 3	V5 PolitikerKontakt	3	30.00
Item 4	V7 AktivinPartei	2	20.00
Item 5	V6 Buergerinitiativ	1	10.00

Gesamtpunktwert (score):
Haeufigkeit:

Wert	Absolut	Relativ
0	1	10.00
1	3	30.00
2	5	50.00
3	1	10.00
4	0	0.00
5	0	0.00
gesamt	10	100.00

Paarweise Itempruefung

Itempaar	Variablen	h	delta	Signifikanz (1-p)100
1 mit 2	V4 mit V3	-0.111	-0.143	11.41
1 mit 3	V4 mit V5	-0.111	-0.143	11.41
1 mit 4	V4 mit V7	1.000	0.982	67.37
1 mit 5	V4 mit V6	1.000	0.655	48.74
2 mit 3	V3 mit V5	-0.429	-1.286	80.13
2 mit 4	V3 mit V7	0.286	0.655	48.74
2 mit 5	V3 mit V6	-0.429	-0.655	48.74
3 mit 4	V5 mit V7	-0.429	-0.982	67.37
3 mit 5	V5 mit V6	-0.429	-0.655	48.74
4 mit 5	V7 mit V6	-0.250	-0.500	38.29
Gesamt		-0.122	-0.653	48.62

Die Signifikanzgrenze fuer den Gesamtwert liegt bei 95%.
Die Signifikanzgrenze fuer die einzelnen Paarvergleiche liegt bei 99.50%

***** WARNUNG
Bei der Berechnung der paarweisen H-Koeffizienten
sind Erwartungswerte kleiner 10 aufgetreten!

Itemparameter:

Item	Variable	Hi	DELTAi	Signifikanz (1-p)100
------	----------	----	--------	-------------------------

```

-----
1          V4          0.259      0.560      42.453
2          V3          -0.176     -0.720     52.809
3          V5          -0.373     -1.520     87.121
4          V7          0.048      0.177      13.984
5          V6          -0.200     -0.563     42.637
-----

```

Kein signifikantes startset vorhanden!
 Schrittweise Skalenkonstruktion wird abgebrochen.

Aufgetretene Antwortmuster:
 =====

	%	absolut
Score 0:		
0 0 0 0 0	10.00	1
Score 1:		
1 0 0 0 0	10.00	1
0 1 0 0 0	10.00	1
0 0 0 1 0	10.00	1
Score 2:		
1 1 0 0 0	10.00	1
1 0 1 0 0	10.00	1
1 0 0 1 0	20.00	2
1 0 0 0 1	10.00	1
Score 3:		
1 1 0 0 1	10.00	1
Score 4:		
Score 5:		

S2(H)=0.0187
 Konfidenzintervall fuer H zur Sicherheit 95%:
 -0.391 <= H <= 0.146

Zusammenfassung
 =====

Gruppe	H	S2(H)	Konfidenzintervall untere Schranke	zurSicherheit 95% obere Schranke
1	0.459	0.00974	0.266	0.653
2	-0.122	0.01874	-0.391	0.146

Mean H ueber 2 Subgruppen: 0.260
 T-Statistik ueber 2 Subgruppen: 11.885
 Df bei 2 Subgruppen: 1

Signifikanz ((1-p)*100) aus Chi-Quadrat Test: 99.932%

Ein Wert groesser 95% bedeutet:
 Die Ho-Hypothese (gleiche H-Koeffizienten in den Subgruppen) kann verworfen werden.

Zunächst wird das Konfidenzintervall für die Gesamtpopulation berechnet. Anschließend folgen die getrennten Analysen in den Subpopulationen der Gruppierungsvariable. Am Schluß wird die T-Statistik berechnet. Ein hoher Signifikanzwert für die annähernd Chi²-verteilte Prüfgröße T bedeutet dass sich die Homogenitätskoeffizienten der einzelnen Gruppen unterscheiden, die Skala also hinsichtlich der Gruppierungsvariable nicht robust ist.

Im obigen Beispiel ist dies der Fall: Auf der Basis des H-Koeffizienten besteht für Gruppe 2 keine Skalierbarkeit, für Gruppe 1 schon (Gruppe 2 weist allerdings nur 10 Personen auf).

P16.4. Polytome Guttmanskalierung

P16.4.1. Aufgabenstellung

Die Aufgabenstellung der polytomen Guttmanskalierung verhält sich analog zu der der dichotomen Guttmanskalierung. Zur Analyse werden allerdings ordinal skalierte Variablen mit gleichen, aber beliebig vielen Ausprägungen, einbezogen.

P16.4.2. Die Vorgehensweise

Bei der Erweiterung der Mokken- als auch der Guttmanskalierung auf mehrkategoriale Items werden die Ausprägungen der Items zerteilt und als "Item steps" aufgefaßt. Beim Vorliegen mehrkategorier ordinaler Ausprägungen (z. B. (0) "stimmt nicht", (1) "stimmt eher", (2) "stimmt genau") können die einzelnen Ausprägungen als stufenweise Zustimmung aufgefaßt werden. D. h., dass beispielsweise die Antwort (1) "stimmt eher" als Voraussetzung für die Antwort (2) ("stimmt genau") bezeichnet werden kann. D. h., es wird angenommen, dass eine Person mit einer höheren Ausprägung auf einem (mindestens) ordinal gemessenen Item auch die Ausprägungen der niedrigeren Ausprägungen davor akzeptiert. Anders formuliert wird es als Voraussetzung gesehen, einer Aussage "eher zuzustimmen" um einer Aussage "genau zuzustimmen". Da jedoch die Antwortalternativen nicht getrennt (durch Einzelitems) erhoben werden, sondern eben nur durch ein (mehrkategoriales) Item, kann die Konsistenz dieser unterstellten Reihenfolge des Beantwortungsmodus für dieselbe Person nicht durchgeführt werden. Es können jedoch die Rangfolgen der Einzelausprägungen zwischen Personen festgestellt werden. Die Items können jedoch nicht durch einfache Dummyauflösung einer Mokkenskalierung zugeführt werden, da die Dummies einer polytomen Variable abhängige Messungen darstellen und daher die Bedingung der lokalen stochastischen Unabhängigkeit nicht erfüllt wäre. Die Folge würde daran ersichtlich sein, dass die Fehlerzellen zwischen den Dummies eines Items bei derselben Person immer unbesetzt wären, wodurch die Homogenität (z. B. gemessen durch den H-Koeffizienten) in unzulässiger Weise überschätzt wird.

Aus diesem Grund wird zunächst eine Auflösung der Antwortkategorien in Form von "Itemsteps" (vgl. Molenaar 1982, 149 f) durchgeführt. Ein Item i mit drei ordinalen Ausprägungen 0, 1, 2 wird in zwei (0-1 codierte) steps (S_1 , S_2) aufgelöst. Der erste step (S_1) ist wird dabei 0 gesetzt, wenn die Ausprägung des Items i gleich 0 ist. Step S_1 wird 1 gesetzt, wenn die Ausprägung des Items $i \geq 1$ ist, S_2 wird gleich 1 gesetzt, wenn die Ausprägung des Items $i \geq 2$ ist (d. h. im vorliegenden Beispiel mit drei Ausprägungen bei $x_i=2$) und gleich Null gesetzt, wenn die Ausprägung von Item $i < 2$ ist (vgl. Tabelle).

Tabelle: Dummyauflösung eines dreikategoriellen Items i in Form von "Itemsteps2"

X_i	S_1	S_2
0	0	0
1	1	0
2	1	1

Aus den Antworthäufigkeiten der Items können für die "Itemsteps" Reihungen ermittelt werden. Für die Items A und B des Beispiels zur politischen Aktivitätsbereitschaft aus Abschnitt 16.1, deren Ausprägungen analog in Richtung der Meßdimension codiert wurden (0: "habe ich noch nicht getan und würde ich

keinesfalls tun", 1: "habe ich noch nicht getan, könnte es mir jedoch vorstellen zu tun", 2: "habe ich schon einmal getan") ergibt sich folgende Auflösung in Itemsteps:

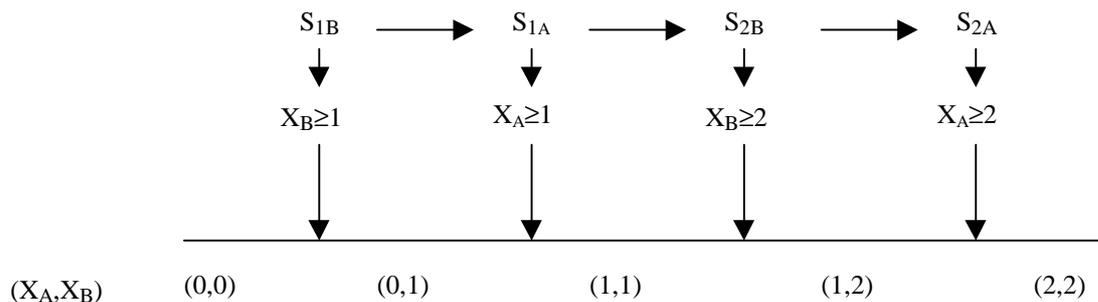
Tabelle: Häufigkeitsverteilung von Item A und Item B:

step	Item A		Item B	
	absolut	kumuliert %	absolut	kumuliert %
2	19	31,7%	30	50,0%
1	15	56,7%	20	83,3%
0	26	100,0%	10	100,0%
gesamt	60		60	

Der leichteste Step ist demgemäß S_{1B} (83.3 % beantworten Item B mit einer Ausprägung größer/gleich 1), gefolgt von S_{1A} (56.7 % beantworten Item A mit einer Ausprägung größer/gleich 1), gefolgt von S_{2B} (50 % beantworten Item B mit der Ausprägung 2) gefolgt vom schwersten Itemstep S_{2A} (31.7 % beantworten Item A mit der Ausprägung 2).

Aus dieser Reihung ergibt sich folgende schematische Antwortstufe hinsichtlich der 2 Items, die gleichzeitig die perfekten Antwortmuster einer polytomen Guttmanskala darstellen (Abbildung).

Abbildung: Veranschaulichung der Antwortstufen der Items A und B



In der Abbildung ist veranschaulicht, dass mit steigender Ausprägung auf der zugrundeliegenden latenten Variable folgende konsistente Reihung der Antwortausprägungen vorliegt: Bei geringer Fähigkeit werden beide Items abgelehnt ($x_B=0$, $x_A=0$). Bei höherer Fähigkeit wird zunächst Item B mit 1 beantwortet, danach auch Item A, weiters Item B mit 2 und schließlich auch Item A mit 2. Diese Abfolge entspricht einem perfekten Guttmanmuster der zwei Items unter den gegebenen marginalen Antworthäufigkeiten. Abweichungen von diesen Mustern stellen inkonsistente Antwortkombinationen ("Fehler") dar. Aus den bivariaten Verteilungen der Antworten auf die beiden Items können sodann die Fehlerzellen mit den entsprechenden Fehlerhäufigkeiten ermittelt werden:

Tabelle 4.1.3: Bivariate Verteilung und Erwartungswerte zweier Items

Item B	Item A			gesamt
	0	1	2	
0	10 (4.33)	0 (2.5)	0 (3.17)	10
1	9 (8.67)	7 (5)	6 (6.33)	20
2	7 (13)	8 (7.5)	15 (9.5)	30
gesamt	26	15	19	60

Erwartungswerte bei statistischer Unabhängigkeit in Klammer. Schattierte Zellen sind Fehlerzellen.

Die schattierten Zellen stellen inkonsistente Antwortmuster (Fehlerzellen) dar. Die Fehlerzelle ($X_B=2$, $X_A=0$) ist deshalb als inkonsistent zu bezeichnen, da der "schwere" "Itemstep" S_{B2} zwar beantwortet wurde, jedoch die leichtere Stufe S_{A1} nicht. Im polytomen Modell gibt es daher nicht nur eine Fehlerzelle wie im dichotomen Fall. Der paarweise H_{ij} -Koeffizient für die Items A und B kann jedoch dennoch berechnet werden, wenn erwartete und beobachtete Fehler der vier Fehlerzellen summiert werden. Für dieses Beispiel ergibt sich daher:

$$H_{AB} = 1 - \frac{E}{E_0} = 1 - \frac{0 + 0 + 4 + 7}{2.5 + 3.17 + 6.33 + 13} = 0.56$$

Durch diese Art der Fehlerberechnung können auch die Koeffizienten der Guttmankala berechnet werden (vgl. Bacher 1990).

Analog wie bei der dichotomen Mokkenskalisierung können auch Skalen- und Itemkoeffizienten (durch Summierung der Fehlerhäufigkeiten über alle Items bzw. über Paarvergleiche, in denen Item i enthalten ist) gebildet werden.

Für alle fünf Items des Beispiels zur politischen Aktivitätsbereitschaft ergibt sich folgende Reihung der Itemsteps:

$$B_1 \rightarrow D_1 \rightarrow A_1 \rightarrow C_1 \rightarrow B_2 \rightarrow A_2 \rightarrow E_1 \rightarrow D_2 \rightarrow C_2 \rightarrow E_2$$

Nach der Dummyauflösung in Itemsteps beträgt also die maximale Anzahl der Gesamtpunktwerte = Anzahl der Dummys * Anzahl der Items, für unser Beispiel gleich 10. Entsprechend der oben dargestellten Reihung ergibt sich dann beispielsweise für einen Gesamtpunktwert von 8 unter der Annahme einer perfekten Guttmankala folgendes Antwortmuster der Dummys:

B_1	D_1	A_1	C_1	B_2	A_2	E_1	D_2	C_2	E_2
1	1	1	1	1	1	1	1	0	0

Werden die Ausprägungen der Variablen durch die Dummymuster rekonstruiert, ergeben sich für einen Gesamtpunktwert von 8 folgende Antworten für ein perfektes Antwortmuster:

A, B, D: Habe bereits getan, E, C: könnte mir vorstellen zu tun.

P16.4.3.1. Das selbst geschriebene Almo-Programm

Wir rechnen ein polytomes Guttman-Modell mit der oben ausführlich dargestellten und erläuterten Programm-Maske und einem selbst geschriebenen Syntax-Programm.

Die entsprechend ausgefüllte Programm-Maske wird hier nicht abgebildet. Sie ist zu finden durch Klick auf den Knopf "alle Progs" am Oberrand des Almo-Fensters. Ihr Name ist "PolyGuttman.Alm".

Das folgende Syntax-Programm "Guttman2.Alm" wird ebenfalls gefunden durch Klick auf den Knopf "alle Progs" am Oberrand des Almo-Fensters. Es erfordert die Angabe der ordinal skalierten Analysevariablen und deren Ober- und Untergrenzen. Die Ober- bzw. Untergrenzen können beliebig sein, müssen jedoch größer oder gleich 0 gewählt werden. Es wird weiters angenommen, dass die Variablen (monoton) in die Richtung der Meßdimension codiert sind. Zur Durchführung einer polytomen Guttmanskalierung ist die Angabe von Modell=2 notwendig.

Die Eingabe in Programm 16 für unser Beispiel lautet:

```
VEREINBARE
  Variable=20;
ANFANG
  Name 1=Kundgebung;
  Name 2=Volksbegehren;
  Name 3=PolitikerKontakt;
  Name 4=Buergerinitiative;
  Name 5=Aktiv_in_Partei;

  Programm=16;
  Variable=V1:5;
  Obergrenze 1:5=5*3;
  Untergrenze 1:5=5*1;
  Modell=2;
  Ende_Programmparameter

  Lese V1:5
  aus Datei 1
  'c:\almo6\testdat\survey86.fre'
  Format frei
  V1:5(0=keinWert)
  V1:5(1:3=umdrehen)

  Gehe_in_Programm;
  Gehezu Lese
ENDE
```

Analysevariablen sowie
Ober- und Untergrenzen werden
angegeben.
Modell 2 = polytome Guttmanskalierung
Einlesen der Daten
Kein Wert- Deklaration
Codierung in Richtung der
Meßdimension

ALMO liefert für beide, der Programm-Maske Prog16m1 und dem Syntaxprogramm "Guttman2.Alm" folgende Ergebnisse:

Variablen werden fuer Analyse umkodiert.

Auspraegung 1 wird zu 0

Auspraegung 2 wird zu 1

Auspraegung 3 wird zu 2

Ergebnisse aus ALMO

Fuer Analyse ausgewaehlte Variable

- V1 Volksbegehren
- V2 Kundgebung
- V3 PolitikerKontakt
- V4 Buergerinitiative
- V5 AktivinPartei

Zahl der eingelesenen Datensaeetze = 60
 Zahl der verarbeiteten Datensaeetze = 60

Polytome GuttmanSkalierung
 =====

Es wurden 10 Dummyvariablen gebildet:
 Die Dummies von ...
 V1 werden mit A1,A2 bezeichnet
 V2 werden mit B1,B2 bezeichnet
 V3 werden mit C1,C2 bezeichnet
 V4 werden mit D1,D2 bezeichnet
 V5 werden mit E1,E2 bezeichnet

Reihung nach Dummyaufloesung:

Rang	Dummy	Haeufigkeit
1	B1	50
2	D1	40
3	A1	34
4	C1	32
5	B2	30
6	A2	19
7	E1	14
8	D2	10
9	C2	9
10	E2	9

Haeufigkeit des Gesamtpunktwertes:

Wert	Absolut	Relativ
0	6	10.00
1	3	5.00
2	10	16.67
3	7	11.67
4	7	11.67
5	9	15.00
6	5	8.33
7	6	10.00
8	5	8.33
9	2	3.33
10	0	0.00
gesamt	60	100.00

Zellen der Datenmatrix (n*m) : 60*5=300
 durchschnittl. Fehler je Zelle: 0.333

Item	Fehler	REP	MMR	PI	PRE
V1 Volksbegehre	22	0.633	0.433	0.200	0.353
V2 Kundgebung	13	0.783	0.500	0.283	0.567
V3 PolitikerKon	20	0.667	0.467	0.200	0.375
V4 Buergeriniti	26	0.567	0.500	0.067	0.133
V5 AktivinParte	19	0.683	0.767	-0.083	-0.357

GESAMT 100 0.667 0.533 0.133 0.286

Paarvergleiche:
=====

Itempaar		empirisch inkonsistent	zufaellig inkonsistent	konsistent	C	H
V1 mit V2		11	25.00	17	0.214	0.560
V1 mit V3		18	24.98	18	0.000	0.280
V1 mit V4		13	18.17	21	0.235	0.284
V1 mit V5		4	8.32	25	0.724	0.519
V2 mit V3		10	22.33	26	0.444	0.552
V2 mit V4		9	20.00	22	0.419	0.550
V2 mit V5		1	5.33	38	0.949	0.812
V3 mit V4		15	19.83	17	0.062	0.244
V3 mit V5		19	16.88	15	-0.118	-0.125
V4 mit V5		15	16.83	19	0.118	0.109

Itemanalyse
=====

Variable		empirisch inkonsistent	zufaellig inkonsistent	konsistent	C	H
V1 Volksbegehre		46	76.47	81	0.276	0.398
V2 Kundgebung		31	72.67	103	0.537	0.573
V3 PolitikerKon		62	84.03	76	0.101	0.262
V4 Buergeriniti		52	74.83	79	0.206	0.305
V5 AktivinParte		39	47.37	97	0.426	0.177
Gesamt:		115	177.68	218	0.309	0.353

Anteil der Ja-Antworten je Gesamtpunktwert
Theoretischer Anteil in Klammern

Gesamt punkt wert		B1	D1	A1	C1	B2
1	0.33 (1.0)	0.67 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)
2	0.80 (1.0)	0.30 (1.0)	0.20 (0.0)	0.30 (0.0)	0.20 (0.0)	0.20 (0.0)
3	1.00 (1.0)	0.86 (1.0)	0.43 (1.0)	0.29 (0.0)	0.29 (0.0)	0.29 (0.0)
4	1.00 (1.0)	0.86 (1.0)	0.57 (1.0)	0.71 (1.0)	0.29 (0.0)	0.29 (0.0)
5	1.00 (1.0)	0.67 (1.0)	0.78 (1.0)	0.67 (1.0)	0.67 (1.0)	0.67 (1.0)
6	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	0.80 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)
7	1.00 (1.0)	0.83 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)
8	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	0.80 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)
9	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)
10	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)

Gesamt punkt wert		A2	E1	D2	C2	E2
1	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)
2	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.10 (0.0)	0.10 (0.0)	0.00 (0.0)
3	0.14 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)
4	0.14 (0.0)	0.14 (0.0)	0.14 (0.0)	0.14 (0.0)	0.14 (0.0)	0.00 (0.0)
5	0.44 (0.0)	0.44 (0.0)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	0.22 (0.0)	0.11 (0.0)
6	0.60 (1.0)	0.20 (0.0)	0.20 (0.0)	0.20 (0.0)	0.20 (0.0)	0.00 (0.0)
7	0.50 (1.0)	0.33 (1.0)	0.67 (0.0)	0.33 (0.0)	0.33 (0.0)	0.33 (0.0)
8	1.00 (1.0)	0.80 (1.0)	0.40 (1.0)	0.20 (0.0)	0.20 (0.0)	0.80 (0.0)
9	1.00 (1.0)	1.00 (1.0)	0.50 (1.0)	0.50 (1.0)	0.50 (1.0)	1.00 (0.0)
10	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)	0.00 (1.0)

Literatur

- Bacher, J:** Einführung in die Logik der Skalierungsverfahren. In: Historical Social Research, 1990, Vol. 15, 4-170.
- Cliff, N:** Evaluating Guttman Scale: Some Old and New Techniques. In: Wainer, H. / Messick, s. (Ed.): Principals of modern Psychological Measurement. Hillsdale, 1983, 283-302.
- Haller M / Holm, K (Hg.):** Werthaltungen und Lebensformen in Österreich. Ergebnisse des Sozialen Survey. München - Wien, 1986.
- Kavšec, M.:** Alltagsbewältigung im Jugendalter. Hamburg, 1992.
- Kingma, J / Taerum, T.:** SPSS-X- Procedure and Standalone Programs for the Mokken Scale Analysis: A Nonparametric Item Response Theory Model. In: Educational and Psychological Measurement, 1989, Vol. 49, 101-136.
- Lord, F./Novick, M.:** Statistical Theories of Mental Test Scores. Reading MA, 1968.
- McIver, J.P / Carmines E.G.:** Unidimensional Scaling. Beverly Hills, 1981.
- Mokken, R.J:** A Theory and Procedure of Scale Analysis with Applications in Political Research. Mouton - The Hague - Paris, 1971.
- Mokken, R./ Lewis, Ch./ Sijtsma, K.:** Rejoinder to "The Mokken Scale: A Critical Discussion". Applied Psychological Measurement 10, S279-285, 1986.
- Molenaar, I.:** Mokken Scaling Revisited. Kwantitatieve Methoden, 3, S145-164, 1982.
- Rosenbaum, P.:** Comparing Item Characteristic Curves. Psychometrika 52, S217-233, 1987.
- Rudinger, G.; Chaselon, F.; Zimmermann, E. & Henning, H.:** Qualitative Daten. München, 1985
- Siegel, S.:** Nichtparametrische Statistische Methoden. Eschborn, 1987.
- Sijtsma, K. / Junker, B.:** A survey of theory and methods of invariant item ordering. In: British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 49, S79-105, 1996.
- Sijtsma, K. / Junker, B.:** Invariant Item Ordering of Transitive Reasoning Tasks. In: **Rost, J. / Langeheine, R. (Hrsg.):** Applications of Latent Trait and Latent Class Models in the Social Sciences, Münster 1997.
- Sijtsma, K. / Molenaar, I.:** Mokken's Approach to Reliability Estimation Extended to multicategory Items. Kwantitatieve Methoden 9, 1988.
- Sijtsma, K. / Molenaar, I.:** Reliability Of Test Scores in Nonparametric Item Response Theory. Psychometrika 52, 1987.
- Sijtsma, K./ Molenaar, I.:** Reliability of Test Scores in Nonparametric Item Response Theory. Psychometrika 52, S79-97, 1987.
- Sijtsma, K./Meijer R.:** A Method for Investigating the Intersection of Item Response Functions in Mokken's Nonparametric IRT Model. Applied Psychological Measurement, 16, S149-157, 1992
- Sijtsma, K.:** Reliability Estimation in Mokken's Nonparametric Item Response Model. In: Saris, W. / Gallhofer, I.: Sociometric Research, Vol 1. Data Collection and Scaling. London, 1988.