

3.2.3 Struktur und statistische Kennwerte der Instrumente

3.2.3.1 Fragebogen zu Kompetenz - und Kontrollüberzeugungen (FKK)

3.2.3.1.1 Testgütekriterien

Der FKK wurde in seiner veröffentlichten Form an dritter Stelle der Fragebögen eingesetzt. Fehlende Itemantworten wurden entsprechend der Vorgaben im Testmanual (Krampen, 1991) durch Ersatzwerte ergänzt, wenn das Kriterium erfüllt war, dass nicht mehr als vier Items pro Proband unbeantwortet geblieben waren. Konkret wurde dies bei 25 Fragebögen (3,8%) notwendig.

Tabelle 25 gibt die teststatistischen Kennwerte der Gesamtstichprobe im Vergleich mit der Normstichprobe von Krampen (1991) getrennt für die vier Skalen an. Die Stichprobengröße variiert zwischen $N=620$ und $N=624$ aufgrund des fallweisen Ausschlusses bei fehlenden Daten. Die deutlichsten Abweichungen von der Normstichprobe ($N=2028$) von Krampen zeigen sich in der Skala "Internalität". Item 1, 5 und 11 weisen mit Trennschärfen $r_{it} < .28$ auf eine geringe Stabilität der Skala hin. Auffallend gering fällt mit $r_{it} = .14$ der Wert für das Item 16 ("Ich kenne viele Möglichkeiten, mich vor Erkrankungen zu schützen") aus. Aber auch bei Krampen liegt Item 16 mit einer Trennschärfe von $.33$ am niedrigsten für diese Skala. Ebenfalls niedrig liegen die Trennschärfeindizes für Item 19 ($r_{it} = .29$) und Item 26 ($r_{it} = .27$) der Skala FKK-P.

Tabelle 26 und Tabelle 27 geben Aufschluss über die interne Konsistenz der Primär- und Sekundärskalen und die Testhalbierungsreliabilität, getrennt für die Gesamtstichprobe und die Gruppe der Eltern chronisch kranker Kinder. Zum Vergleich wurden die Ergebnisse der Normstichprobe des FKK aufgeführt. Der Koeffizient Alpha (Cronbach, 1951) erweist sich für die Skala Internalität in der Gesamtstichprobe am niedrigsten, was aufgrund der Trennschärfeindizes zu erwarten war und auch in der Tendenz den Ergebnissen von Krampen entspricht.

Tabelle 25: Mittelwerte (M), Standardabweichungen (SD) und Trennschärfen (r_{it}) der Primärskalen des FKK in der Gesamtstichprobe (N=624) und bei Krampfen (1991)

Item	Gesamtstichprobe			Krampfen		
	M	SD	r_{it}	M	SD	r_{it}
FKK-SK						
4	4,6	1,3	.53	4,5	1,3	.50
8	4,0	1,3	.43	3,4	1,5	.37
12	4,3	1,2	.53	4,0	1,3	.44
16	4,3	1,7	.14	4,1	1,2	.33
20	4,0	1,0	.44	3,8	1,2	.56
24	4,3	1,2	.60	4,0	1,3	.58
28	4,2	0,9	.62	4,1	1,1	.59
32	4,4	1,0	.57	4,1	1,1	.60
FKK-I						
1	4,3	1,1	.27	4,0	1,3	.36
5	2,9	1,5	.21	3,3	1,4	.33
6	4,2	1,1	.35	3,9	1,2	.50
11	4,1	1,3	.25	4,1	1,2	.51
23	4,7	1,0	.37	4,4	1,1	.53
25	4,7	0,9	.39	4,4	1,1	.47
27	4,6	1,0	.40	4,4	1,1	.47
30	3,5	1,2	.34	3,8	1,2	.40
FKK-C						
2	2,8	1,2	.43	3	1,3	.44
7	2,2	1,1	.48	3	1,3	.45
9	3,3	1,2	.45	4	1,2	.39
13	2,5	1,2	.59	3	1,2	.56
15	2,6	1,4	.41	3	1,3	.44
18	2,6	1,2	.49	3	1,4	.51
21	2,1	1,0	.36	3	1,2	.41
31	3,0	1,4	.37	4	1,4	.39
FKK-P						
3	2,8	1,2	.60	3	1,3	.50
10	2,5	1,2	.53	3	1,3	.45
14	2,8	1,4	.57	3	1,3	.54
17	2,4	1,0	.46	3	1,3	.36
19	3,6	1,3	.29	4	1,3	.34
22	3,0	1,4	.48	3	1,3	.50
26	2,7	1,3	.27	4	1,2	.29
29	3,2	1,2	.34	3	1,2	.43

Tabelle 26: Interne Konsistenz (Cronbach's Alpha) der FKK-Skalen

	Gesamtstichprobe (N=624)	Eltern chronisch kranker Kinder (N=75)	Krampen (1991) (N=2028)
<u>Primärskalen:</u>			
FKK-SK	.77	.77	.76
FKK-I	.62	.70	.70
FKK-P	.75	.75	.73
FKK-C	.75	.72	.75
<u>Sekundärskalen:</u>			
Selbstwirksamkeit	.79	.83	.83
Externalität	.83	.81	.83

Tabelle 27: Testhalbierungsreliabilität (nach Spearman-Brown) der FKK-Skalen

	Gesamtstichprobe (N=624)	Eltern chronisch kranker Kinder (N=75)	Krampen (1991) (N=2028)
<u>Primärskalen:</u>			
FKK-SK	.78	.80	.71
FKK-I	.51	.72	.64
FKK-P	.65	.68	.67
FKK-C	.71	.68	.70
<u>Sekundärskalen:</u>			
Selbstwirksamkeit	.65	.78	.73
Externalität	.74	.62	.73

Die Überprüfung der Interkorrelationen der FKK-Skalen für die Gesamtstichprobe und die Teilstichprobe, verglichen mit der Normstichprobe von Krampen (1991) zeigt Tabelle 28. Es ist zu erkennen, dass sich das "Korrelationsmuster" der Normstichprobe sowohl in der Gesamtstichprobe als auch in der kleineren (n=75) Gruppe der Eltern chronisch kranker Kinder wiederfindet. Entsprechend der Konstruktion finden sich mittlere Korrelationen zwischen den Skalen der Externalität (P und C) und den Primärskalen der Internalität (I und SK) sowie sehr geringe Zusammenhänge zwischen diesen konstruktferneren Skalen.

In der Teilstichprobe "Eltern chronisch kranker Kinder" zeigt sich eine leichte Verschiebung in Richtung eines höheren Zusammenhangs für die Interkorrelation

FKK-I und FKK-SK von $r=.64$ im Gegensatz zu $r=.48$ in der Gesamtstichprobe. Im Bereich der externalen Skalen ergibt sich eine etwas niedrigere Korrelation zwischen FKK-P und FKK-C von $r=.45$ in der Gruppe "Chronisch-Krank" im Vergleich zu $r=.58$ in der Gesamtstichprobe. Die Konstruktvalidität für die Gesamtstichprobe ist gegeben.

Tabelle 28: Interkorrelationen der FKK-Skalen: Oberhalb der Hauptdiagonalen Gesamtstichprobe N=624 (Teilstichprobe der Eltern chronisch kranker Kinder n=75), unterhalb der Hauptdiagonalen, Ergebnisse von Krampfen (1991, N=2028)

Skala	SK	I	P	C	SKI	PC	SKI-PC
SK		.48 (.64)	-.53 (-.55)	-.43 (-.34)	.88 (.91)	-.54 (-.53)	.81 (.85)
I	.56		-.23 (-.21)	-.23 (-.29)	.83 (.89)	-.26 (-.30)	.60 (.70)
P	-.47	-.30		.58 (.45)	-.46 (-.43)	.89 (.86)	-.80 (-.76)
C	-.51	-.26	.57		-.39 (-.36)	.88 (.83)	-.77 (-.70)
SKI	.90	.87	-.45	-.44		-.47 (-.47)	.83 (.86)
PC	-.55	-.32	.88	.89	-.50		-.88 (-.86)
SKI-PC	.83	.68	-.77	-.78	.86	-.87	

Tabelle 29: Signifikanz des Kolmogorov-Smirnov-Test der FKK-Skalen

	SK	I	P	C	SKI	PC	SKI-PC
K-S Z (df=624)	.15	.02	.07	.08	.37	.28	.76

Die Verteilungsparameter der Normalverteilung zeigt. Nur die Skala Internalität weist eine signifikante Abweichung auf, die allerdings nicht ausgeprägt ist. Das Histogramm der Skala "Internalität" wird in Abbildung 14 aufgeführt.

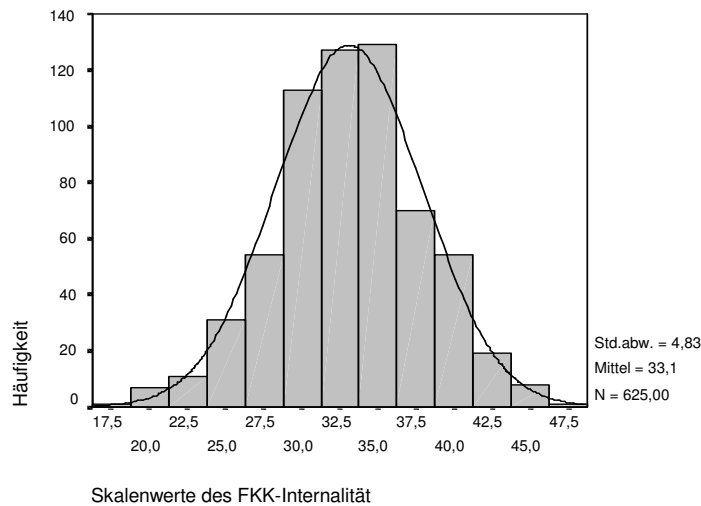


Abbildung 14: Histogramm für die Skala "Internalität" des FKK

3.2.3.1.2 Exploratorische Faktorenanalyse

Die Überprüfung der faktoriellen Validität ergab ein wenig konstrukt-konformes Bild. Bei Anforderung einer vierfaktoriellen Lösung (Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation) findet sich kein Faktor vollständig in der ursprünglichen Form wieder. Es zeigt sich eine hohe Konfundierung der FKK-SK und FKK-I Items im ersten und vierten Faktor und der beiden externalen Skalen in den Faktoren 3 und 4. Vier Faktoren klären 42,4% der Gesamtvarianz auf, bei Krampen (1991) sind es 41,1%.

Der Eigenwertverlauf (Eigenwert > 1) gibt sieben Faktoren vor, die eine Varianz von 53,4% aufklären. Der Scree-Test (Abbildung 15) weist keinen eindeutigen "Knick" auf, so dass die theoretisch vorgegeben vier Skalen sich nicht abgrenzen lassen. Zur Überprüfung linearer Abhängigkeiten wurde das Kaiser-Meyer-Olkin Maß (vgl. Kaiser, 1974) berechnet, das mit einem Wert von .89 als gut zu bewerten ist und für die allgemeine Stabilität des Modells spricht. Bartlett's Test auf Nicht-Sphärizität ergibt mit einem Chi-Quadrat-Wert von 5152 (df=496, p=.000) einen eindeutigen Hinweis, dass die Grundgesamtheit von Null verschiedene Korrelationen aufweist.

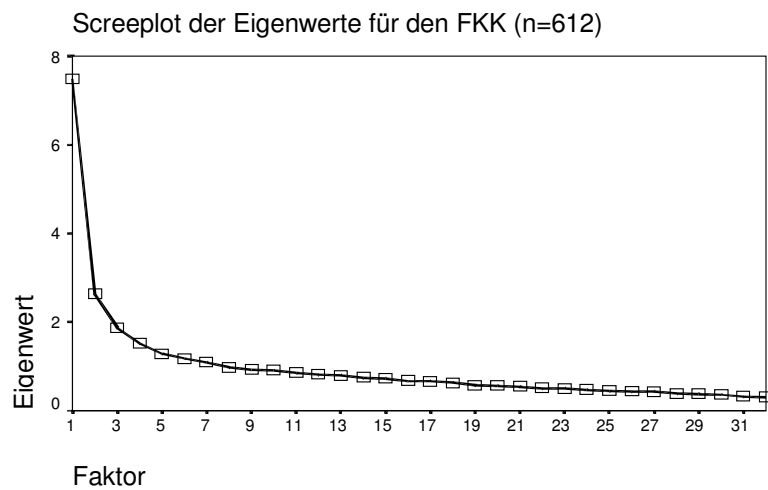


Abbildung 15: Eigenwertverlauf des FKK

Tabelle 30 zeigt die Ladungen der rotierten Faktormatrix. Die in dieser Stichprobe inhaltlich einander zugeordneten Items wurden grau unterlegt. Die letzte Spalte der Tabelle gibt die Skala an, in die Krampen (1991) das jeweilige Item kategorisiert hat.

Die von Krampen (1991) - nach eigenen Angaben zur Exploration - dargestellte Faktorenstruktur der Normstichprobe des FKK findet sich in dieser Stichprobe nicht wieder, die faktorielle Validität kann daher nicht als gegeben angesehen werden. Im Vergleich mit den von ihm gefundenen Ergebnissen der Hauptkomponentenanalyse zeigt sich hier eine als konsequent zu bezeichnende Vermischung der Items in Richtung der Sekundärskalen. In Faktor 1 finden sich fast gleichviel Items zum "Selbstkonzept" (28,32,24,20,4,8) wie zu "Internalität" (25,6,27,23,30). Ähnlich ist es im dritten Faktor, der als "Soziale Externalität" bezeichnet werden soll, in dem sich vier Items der Skala "Soziale Externalität" (26,22,14,29) und drei Formulierungen der "Fatalistischen Externalität" finden. Etwas eindeutiger fällt die Zuordnung für den Faktor 2 (Fatalistische Externalität) mit fünf der ursprünglichen Items und drei der Skala "Soziale Externalität" aus.

Tabelle 30: Hauptkomponenten-Faktorenanalyse der FKK-Items mit Varimax-Rotation

Item Nr.	Faktor 1 Selbstkonzept	Faktor 2 Fatalistische Externalität	Faktor 3 Soziale Externalität	Faktor 4 Internalität	Skalenzu- gehörigkeit bei Krampen (1991)
28	.74	-.07	-.06	.04	Selbstkonzept
32	.68	-.15	.03	.06	Selbstkonzept
24	.64	-.24	-.13	-.16	Selbstkonzept
25	.64	-.30	-.01	.11	Internalität
20	.57	-.05	-.06	.05	Selbstkonzept
4	.55	-.36	-.01	-.15	Selbstkonzept
6	.51	-.04	-.23	.16	Internalität
27	.51	-.05	-.00	.33	Internalität
23	.51	-.34	-.03	.22	Internalität
30	.46	.12	-.25	.11	Internalität
8	.42	-.28	-.20	-.23	Selbstkonzept
18	-.10	.66	.09	-.00	Fatalismus
13	-.12	.63	.34	-.01	Fatalismus
2	.00	.63	.12	.03	Fatalismus
21	-.27	.59	-.11	-.16	Fatalismus
17	-.42	.59	.06	.07	Externalität
7	-.09	.57	.24	-.06	Fatalismus
10	-.28	.52	.26	.22	Externalität
12	.49	-.49	-.14	-.11	Selbstkonzept
3	-.29	.47	.42	.11	Externalität
15	.04	.21	.65	-.19	Fatalismus
26	-.15	.04	.54	-.06	Externalität
22	-.34	.15	.50	.19	Externalität
14	-.34	.32	.45	.20	Externalität
9	-.03	.42	.45	.10	Fatalismus
31	.19	.31	.44	-.36	Fatalismus
29	-.05	.15	.38	.27	Externalität
11	.04	.00	-.03	.68	Internalität
16	.16	-.22	.10	.61	Selbstkonzept
5	.03	.22	-.25	.51	Internalität
19	-.04	.05	.38	.39	Externalität
1	.25	.07	.13	.36	Internalität
% der Varianz	14,7%	12,2%	9,1%	6,2%	

Doppelladungen zeigten sich bei Item 12 ("Ich weiß oft nicht, wie ich meine Wünsche verwirklichen soll") auf Faktor 1 und 2. Das Item scheint für den Probanden nicht eindeutig zu sein, auch bei Krampen (1991) ergab sich eine Ladung von .32 auf dem Faktor "Fatalistische Externalität" und -.49 in der Skala Selbstkonzept eigener Fähigkeiten. Die Formulierung wurde von den Eltern anscheinend nicht nur i. S. einer bestehenden oder fehlenden Handlungsmöglichkeit interpretiert, sondern auch als generalisierte Erwartung, dass das Leben nicht von Glück und Pech abhängt. Ähnlich scheint es für das Item 19 ("Um das zu bekommen, was ich will, muss ich zu anderen Menschen freundlich und zuvorkommend sein") zu sein, dessen Formulierung anscheinend sowohl als subjektiv wahrgenommene Kontrolle, zu anderen Menschen freundlich sein zu können, als auch im Sinne einer Erwartungshaltung, von anderen abhängig zu sein, verstanden wurde.

Item 3 ("Ich habe das Gefühl, dass vieles von dem, was in meinem Leben passiert, von anderen Menschen abhängt") scheint neben der beabsichtigten sozial-externalen Erwartungshaltung auch Assoziationen an die Unwägbarkeiten des Schicksals hervorgerufen zu haben.

3.2.3.2 Kontrollüberzeugungen bei kindlicher Non-Compliance (KNC)

3.2.3.2.1 Exploratorische Faktorenanalyse

Zunächst wurden exploratorische Faktorenanalysen mit dem KNC durchgeführt. Nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium (Guttman, 1954) gibt der Eigenwertverlauf neun Faktoren vor, die kumuliert eine Varianz von 58,1% aufklären. Als weiteres Kriterium wurde der Scree-Test herangezogen. Einen deutlichen Knick weist die Kurve nach drei Faktoren auf. Diese klären 36,4% der Varianz auf. Der erste Faktor klärt den größten Varianzanteil von 24,2% auf, der zweite 7,0% und der dritte 5,2%. Ein "Sprung" ergibt sich damit zum vierten Faktor, der nur noch 4,3% aufklärt, in der Folge nehmen die prozentualen Anteile um 0,3% ab. Abbildung 16 zeigt den Eigenwertverlauf.

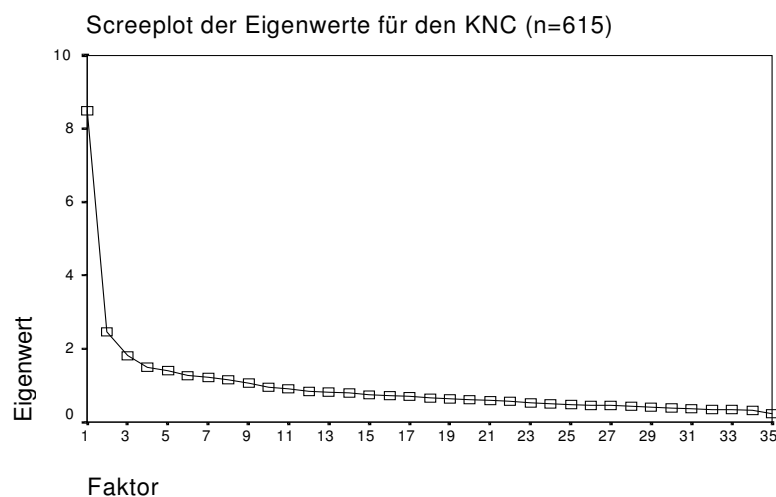


Abbildung 16: Eigenwertverlauf für den KNC in der Hauptstudie

Die bedeutsamen Faktoren wurden einer Rotation nach dem Varimax-Kriterium (Kaiser, 1958) unterzogen. Tabelle 31 zeigt die rotierten Ladungen und Kommunalitäten für die Drei-Faktorenlösung. Inhaltlich lässt sich der erste Faktor am ehesten als "externale Kontrollüberzeugungen" umschreiben, hier mischen sich sowohl Items aus der fatalistischen Externalität als auch sozialen Externalität. Aber auch drei Items aus der Skala "Internalität" (5, 22, 26) finden sich hier wieder. Bei

genauerer inhaltlicher Analyse scheint sich hinter diesen Formulierungen so etwas wie mangelnde Durchsetzungsfähigkeit gegenüber dem eigenen Kind, Hilflosigkeit in Non-Compliance-Situationen oder mangelnde Einflussnahme auf das Kind auszudrücken. Faktor 2 beinhaltet nur Items aus der theoretisch vorgegebenen Skala "Internalität", er ist sowohl inhaltlich als auch in seiner faktoriellen Validität als homogen zu bezeichnen. Problematisch erscheint der dritte Faktor, der im Grunde nur von drei Items definiert wird, Item 4 dieses Faktors klärt nur geringe Varianz auf. Hinter den Formulierungen scheinen sich Fähigkeits- oder Selbstwertaspekte bezüglich der elterlichen Erziehung zu verbergen. Dieser Faktor wirkt wenig überzeugend. Die dreifaktorielle Lösung deutet eine Konfundierung der externalen Kontrollüberzeugungen an, zeigt aber auch eine deutliche Trennung zwischen internalen und externalen Aspekten.

Da in der Voruntersuchung der Hinweis auf ein vierfaktorielles Modell entstand, soll dies hier noch einmal überprüft werden. Vier Faktoren klären gemeinsam 40,7% Varianz auf, wobei auf den vierten Faktor (Eigenwert von 1,5) 4,3% entfallen.

Im Vergleich beider Lösungen sind die Faktoren 1 und 2 weitgehend identisch (s. Tabelle 32). Im ersten vermischen sich Items aus beiden externalen Kontrollüberzeugungsskalen, Faktor 2 steht für Internalität. Item 18 weist eine Doppelladung auf Faktor 1 und 2 auf. Faktor 4 ist identisch mit Faktor 3 der dreifaktoriellen Lösung. Der neue Faktor 3 umfasst ausschließlich Items sozialer Externalität, die eine Störung der Erziehungssituation durch andere Erwachsene beschreibt. Die Faktoren 3 und 4 weisen jeweils nur zwei Variablen mit Ladungen über .60 und eine Variable unter .30 auf, was die Bedeutsamkeit und Interpretierbarkeit in Frage stellt. Bortz (1993) schränkt dieses Kriterium der mangelnden Bedeutsamkeit bei einer Stichprobe, die größer als 300 ist, allerdings ein.

Tabelle 31: Ladungsmatrix der rotierten 3-Faktorenlösung des KNC (N=620)

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	h ²
19	.68	-.25	.00	.53
33	.63	-.11	-.09	.42
27	.62	-.23	.16	.47
21	.62	-.16	.03	.42
26	.60	-.23	-.11	.44
23	.58	-.31	.32	.55
13	.57	.04	-.08	.33
6	.57	-.18	.27	.42
28	.56	-.02	-.03	.32
17	.56	-.29	.36	.53
2	.56	-.12	.10	.34
10	.54	-.16	.04	.32
11	.54	-.22	.15	.36
32	.53	-.06	-.06	.28
24	.51	-.11	-.26	.35
16	.50	-.09	.00	.26
14	.46	.08	.27	.30
22	.44	-.17	-.14	.25
25	.44	.22	.04	.24
5	.43	-.29	.21	.32
20	.42	.13	.12	.21
3	.41	-.34	.37	.43
8	.40	-.02	-.04	.17
34	-.08	.74	.05	.56
31	-.04	.73	.01	.53
35	-.26	.71	-.11	.60
15	-.28	.62	.13	.49
18	-.44	.48	-.13	.44
29	-.12	.47	-.10	.25
7	.16	.44	.18	.26
30	-.03	.28	-.04	.10
9	.07	.01	.66	.44
12	.26	.00	.64	.48
1	-.16	.05	.47	.25
4	.13	.04	-.27	.10
Varianz- anteil	20,5%	10,2%	5,8%	36,5%

Tabelle 32: Ladungsmatrix der rotierten 4-Faktorenlösung des KNC (N=620)

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4	h ²
17	.70	-.14	-.09	.29	.61
19	.69	-.18	.14	-.07	.54
23	.68	-.20	.02	.25	.57
2	.64	.01	-.04	.01	.42
27	.63	-.17	.17	.10	.47
6	.62	-.08	.06	.19	.44
26	.61	-.11	.17	-.02	.49
21	.61	-.17	.10	-.17	.42
3	.59	-.18	-.19	.31	.51
10	.58	-.06	.04	-.02	.35
11	.55	-.16	.12	.10	.36
33	.54	-.13	.32	-.13	.44
5	.53	-.18	-.05	.16	.34
13	.52	.08	.19	-.15	.34
18	-.50	.42	-.04	-.10	.44
16	.49	-.05	.14	-.04	.26
28	.48	-.03	.29	-.08	.33
24	.43	-.13	.24	-.30	.35
22	.41	-.15	.13	-.18	.25
32	.40	-.11	.36	-.09	.32
8	.40	.02	.06	-.09	.18
31	-.07	.78	-.04	-.02	.62
34	-.13	.76	.03	.02	.60
35	-.34	.69	.01	-.11	.61
15	-.32	.61	.00	.14	.50
7	.15	.50	.04	.13	.29
29	-.15	.49	-.05	-.11	.28
25	.15	.04	.70	.05	.53
20	.16	-.04	.68	.13	.51
14	.28	-.04	.56	.26	.46
30	-.17	.18	.27	-.03	.50
9	.11	.03	.08	.65	.45
12	.25	-.02	.23	.63	.51
1	-.10	.08	-.06	.48	.25
4	.14	.08	-.06	-.29	.12
Varianzanteil	20,6%	8,9%	5,9%	5,3%	40,7%

3.2.3.2.2 Entwicklung eines stabilen Messmodells mit Hilfe konfirmatorischer Faktorenanalyse

Zur Überprüfung der theoretisch angenommenen Dimensionierung des KNC wurde eine konfirmatorische Faktorenanalyse mittels LISREL 8.03 (Jöreskog & Sörbom, 1993) gerechnet. Die konfirmatorische Faktorenanalyse kann als Submodell linearer Strukturgleichungsmodelle aufgefasst werden. Sie dient zur Überprüfung der theoretischen Vorannahmen.

Zur Sicherstellung der Identifikation der Modellspezifikation ist es notwendig, die Metrik für die latenten Variablen zu setzen. Die Varianzen der latenten Variablen (Internalität, Soziale Externalität und Fatalistische Externalität) wurden auf eins fixiert. Es wurde angenommen, dass die drei Skalen des hypothetischen Konstrukts der Kontrollüberzeugungen bei kindlicher Non-Compliance nicht unabhängig voneinander sind, da mit den Skalen verschiedene Facetten desselben Konstrukts gemessen werden. Die Parameterschätzung wurde nach der Generalized Least Squares-Methode durchgeführt. Die Ergebnisse der Schätzung verschiedener konfirmatorischer Faktorenanalysemodelle werden im folgenden einzeln beschrieben.

Die Anzahl der latenten und manifesten Variablen des ersten Pfadmodelles sind a priori durch die theoretische Herleitung festgelegt. Die drei Skalen des KNC gehen als latente Variablen (KSI-Variablen) mit den ihnen zugeordneten 35 Items als jeweilige Indikatoren ein. Abbildung 17 zeigt das Pfadmodell dieser konfirmatorischen Faktorenanalyse für den KNC bei N=566.

Die Faktorladungen der latenten Variablen weisen nur zum Teil eine angemessene Höhe auf. Der größere Teil der Indikatoren zeigt eine nur unbedeutende Varianzaufklärung. Die Kennwerte für die Gesamtstruktur des Modells zeigen die Schwäche dieser Lösung (s. Tabelle 33).

Tabelle 33: Globale Fitindizes des KNC für Modell 1 mit 35 Indikatoren (N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
2280	557	.000	.79	.76	.077	.082

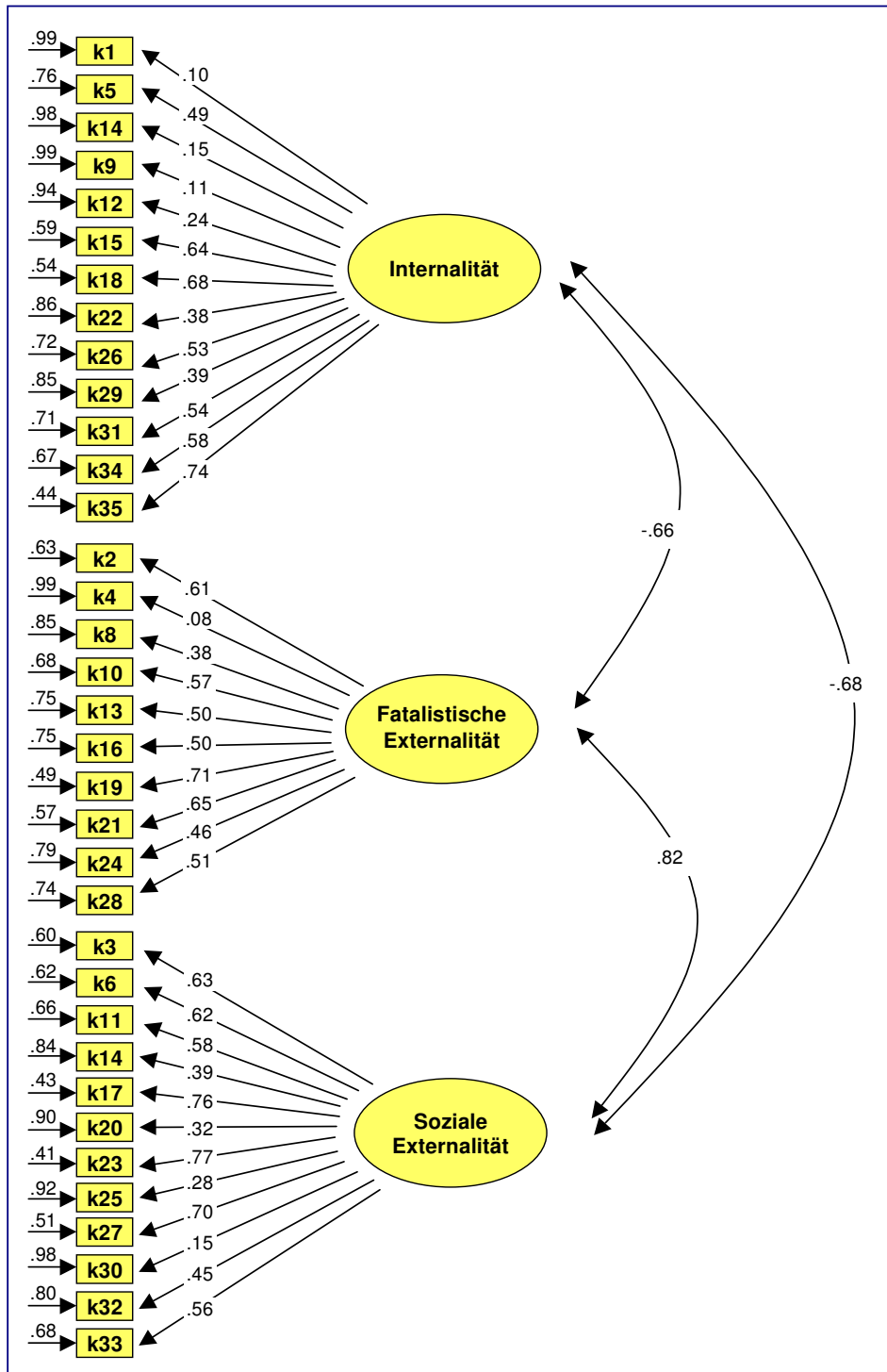


Abbildung 17: Pfadmodell der konfirmatorischen Faktorenanalyse für den KNC bei N=566.

Mit einem Goodness of Fit-Index von .79 und einem Adjusted Goodness of Fit-Index von .76 erklärt das Modell nicht ausreichend die Varianz der empirischen Daten. Die Interpretation des Chi-Quadrat-Wertes ist nur in dem Falle zulässig, in dem die Eingabematrix der LISREL-Analyse aus Kovarianzen besteht (vgl. Backhaus et al., 1994). Da die in dieser Arbeit analysierten Modelle auf der Grundlage einer Korrelationsmatrix berechnet wurden, wird der Chi-Quadrat-Wert nicht interpretiert.

Zur Optimierung des Messmodells wurden im folgenden die Indikatoren mit einer Ladung unter .50 eliminiert. Dies trifft für

- KSI-1 (Internalität): Item 1, 7, 9, 12, 22, 29
- KSI-2 (Fatalistische Externalität): Item 4,8,24
- KSI-3 (Soziale Externalität):Item 14, 20, 25, 30, 32 zu.

Um eine gleiche Anzahl mit sieben Indikatoren pro Faktor zu erhalten, wurde Item 5 mit einer Ladung von .49 für KSI-1 nicht herausgenommen. Es ergibt sich ein Messmodell mit 21 Indikatoren und drei latenten Variablen. Tabelle 34 zeigt die globalen Fitindizes der Version mit 21 Items, die noch nicht als zufriedenstellend zu bezeichnen sind. Als eine der Konventionen gilt, dass die Anzahl der Freiheitsgrade das 4-fache des Chi-Quadrat-Wertes nicht überschreiten soll, was in diesem Modell knapp der Fall wäre (vgl. Byrne, 1989).

Tabelle 34: Globale Fitindizes des KNC mit 21 Indikatoren (N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
743	186	.000	.87	.84	.068	.073

Es zeigten sich des weiteren Doppelladungen von Item 18 (KSI-1 und KSI-3) und Item 5, Item 26 (KSI-1 und KSI -2), so dass diese Indikatoren entfernt werden müssen. Bei Betrachtung der exploratorischen Faktorenanalyse deutet sich dies bereits an. Es ergibt sich damit eine Indikatoranzahl von vier auf KSI-1. Angestrebt wird eine Mindestanzahl von fünf Indikatoren pro latenter Variable, um ausreichend

gute Testgütekriterien zu erhalten. Zur weiteren Optimierung des Messmodells wurde daher Item 29 - trotz niedriger Faktorladung von .41 als Indikatorvariable für KSI-1 (Internalität) - mit aufgenommen.

Es ergeben sich für KSI-1 folgende Indikatoren:

Item 15 : Ich erreiche meist bei meinem Kind, was ich möchte.
Item 29: Auch heftige Konflikte mit dem Kind kann ich noch lösen.
Item 31: Bei Streitigkeiten mit meinem Kind behalte ich meistens die Oberhand.
Item 34: Gewöhnlich setze ich meine Forderungen bei meinem Kind durch.
Item 35: In Auseinandersetzungen mit meinem Kind habe ich meist alles unter Kontrolle.

Für KSI-2 wurde Item13 ("Das Trotzverhalten meines Kindes ist von Natur aus wenig beeinflussbar") mit .50 entfernt. Dafür sprechen vor allem inhaltliche Gründe. Das Item legt Assoziationen an Persönlichkeitseigenschaften des eigenen Kindes nahe und die Formulierung "von Natur aus" widerspricht der Definition von fatalistischen bzw. externalen Kontrollüberzeugungen.

Für KSI-2 kommen damit folgende Items als Indikatoren in Betracht:

Item 2: Um mich bei meinem Kind durchzusetzen, brauche ich jede Menge Glück.
Item 10: Es hängt oftmals mehr vom Zufall als von mir ab, ob mein Kind tut, worum ich es bitte.
Item 21: Es gehört schon viel Glück dazu, mich mit meinem Kind zu einigen.
Item 16: Ob mein Kind tut, was ich sage, hängt in der Regel von äußeren Umständen ab.
Item 19: Ohne, dass mir der Zufall zu Hilfe kommt, gehorcht mir mein Kind nur selten.
Item 28: Schwierige Erziehungssituationen werden oft durch zufällige Ereignisse gelöst.

Für die dritte latente Variable "Soziale Externalität" wurden die Items mit den niedrigsten Faktorladungen bzw. höchsten Fehlervarianzen eliminiert, um auf fünf Indikatoren zu kommen. Dies trifft auf Item11 mit einer Ladung von .57 und Item 33 mit .52 zu. Die übrigen Items bilden mit ihren Formulierungen die soziale Externalität noch sehr gut ab.

Für KSI-3 ergeben sich folgende Indikatoren:

Item 3: Mein Kind gehorcht anderen Erwachsenen eher als mir.
 Item 6: Fachleute können besser mit dem Verweigerungsverhalten meines Kindes umgehen.
 Item 17: Mein Kind folgt eher den Aufforderungen anderer Menschen als meinen.
 Item 23: Gewöhnlich können sich andere bei meinem Kind besser durchsetzen als ich.
 Item 27: Konflikte mit meinem Kind können besser mit Hilfe anderer gelöst werden.

Die Indikatoren für die latenten Variablen 1 und 3 sollen in der folgenden Modellprüfung nicht verändert werden. Variation ist allerdings für die Variable "Fatalistische Externalität" (KSI-2) noch möglich. Abbildung 18 zeigt die Lösung unter Elimination von Item 16.

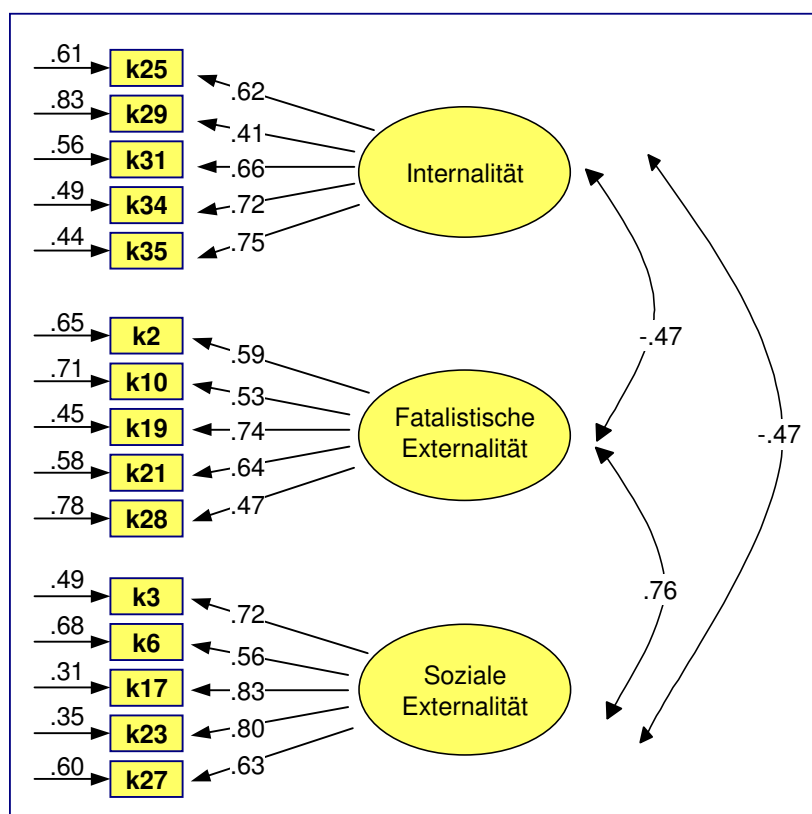


Abbildung 18: Konfirmatorische Faktorenanalyse mit 15 Indikatoren, Modell 3

Tabelle 35: Globale Fitindizes des KNC für Modell 3 mit 15 Indikatoren(N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
327	87	.000	.93	.90	.05	.07

Für Modell 3 ergibt sich ein hohes beta-Gewicht zwischen KSI-2 und KSI-3 von .76. Diese hohe gemeinsame Varianz ist wenig zufriedenstellend. Auch die Fit-Indizes liegen an der unteren Grenze der Toleranz (s. Tabelle 35).

Es wurde eine weitere Berechnung durchgeführt, bei der als Indikator für KSI-2 das Item 19 herausgenommen wurde und dafür Item 16 eingefügt wurde. Abbildung 19 zeigt die Lösung für Modell 4.

Tabelle 36: Globale Fitindizes des KNC für Modell 4 mit 15 Indikatoren (N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
265	87	.000	.94	.92	.05	.06

Dieses Modell mit fünf Items (s. Tabelle 36) pro latenter Variable erwies sich als das Modell mit der besten Güte. Die Parameterschätzungen können als zuverlässig beurteilt werden. Die Ladungshöhe korrespondiert mit der Varianzaufklärung der beobachteten Variablen. Als der ladungsstärkste Indikator erweist sich Item 17 mit einer Varianzaufklärung von 71%. Die Höhe der erklärten Varianz der manifesten Variablen reicht in diesem Modell von 30% bis 71%. Die Ausnahme bildet erwartungsgemäß Item 29. Item 28 liegt mit einer Varianz von 24% an der unteren akzeptablen Grenze. Die Korrelationen aller Schätzungen nehmen nur Werte deutlich unter .34 an, also unter der kritischen Grenze von 0.9, so dass eine Redundanz der Parameter nicht vorliegt.

Der Goodness of Fit Index (GFI) und der Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) erfassen den relativen Beitrag der Varianz und Kovarianz, der durch das Modell erklärt wird. Beide Indizes liegen mit .94, bzw. .92 in einem akzeptablen Bereich. Die Faktorinterkorrelationen und ihre Vorzeichen weisen in die erwartete Richtung.

Die Faktoren "Fatalistische Externalität" und "Soziale Externalität" korrelieren

mit .70 relativ hoch, aber das Modell zeigt auch, dass es sich um zwei verschiedene Dimensionen handelt. Bei Krampen (1991) korrelieren diese beiden Skalen mit .57. In der hier vorliegenden Untersuchung handelt es sich um bereichsspezifische Überzeugungen, die anscheinend noch ähnlichere Aspekte erfassen.

Zur Klärung der Frage, ob es sich um ein Modell mit einem externalen und einem internalen Faktor handelt, wurde ein Modell (Modell 5) berechnet, bei dem die in Modell 4 gefundenen Indikatoren der beiden externalen Kontrollüberzeugungen als gemeinsame Gruppe einer latenten Variablen (KSI-2) gesetzt wurden. KSI-1 (Internalität) wurde aus den 5 manifesten Variablen des Modells 4 gebildet.

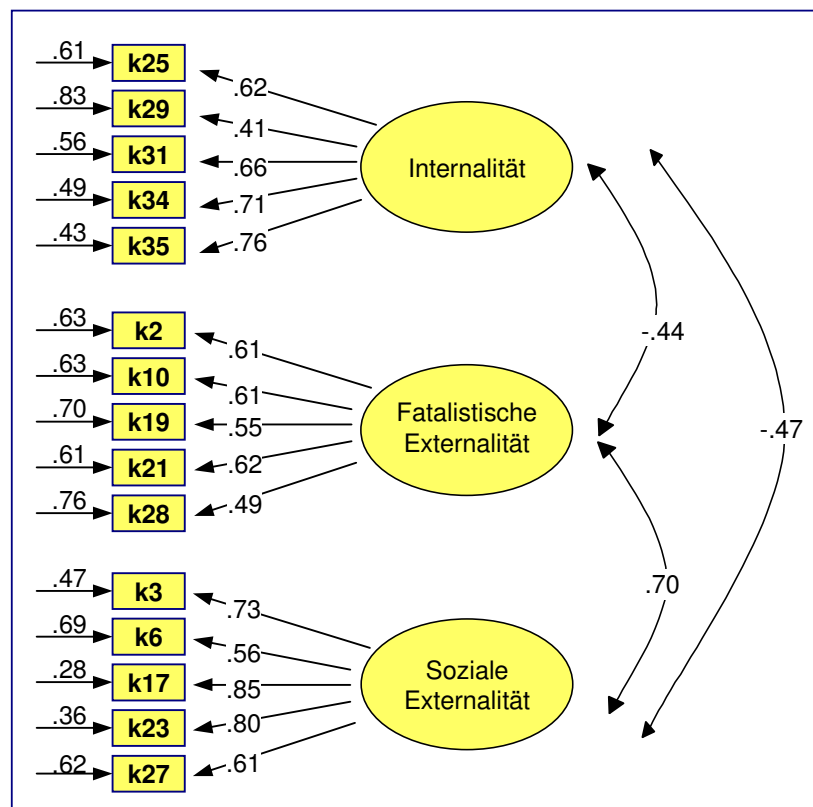


Abbildung 19: Konfirmatorische Faktorenanalysen mit 15 Indikatoren, Modell 4

Tabelle 37 zeigt, dass die Kennwerte für die Gesamtstruktur mit einem AGFI von .87 nicht zufriedenstellend ausfallen. Der Anteil, der durch das Modell nicht

erklärten Residualvarianzen mit einem RMR-Kennwert von .06 ist zu groß.

Tabelle 37: Globale Fitindizes des KNC für Modell 5 (N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
394	.89	.000	.90	.87	.06	.086

In Tabelle 39 sind die beta-Gewichte und Itemformulierungen für Modell 4 der Übersichtlichkeit halber aufgeführt.

Die bisher betrachteten Modelle sollen mit dem Ergebnis der dreifaktoriellen Lösung der exploratorischen Faktorenanalyse verglichen werden. Die dort ermittelte Ladungsstruktur wurde in ein entsprechendes Messmodell umgesetzt, bei dem die drei latenten Variablen ("Internalität", "Fatalistische Externalität", "Soziale Externalität") durch die gefundenen Indikatoren definiert wurden. Die Gesamtvarianz des Modells (Modell 6) wird nicht ausreichend aufgeklärt, dies zeigt sich in allen Anpassungsindizes (s. Tabelle 38) wie z.B. dem niedrigen AGFI von .79.

Tabelle 38: Globale Fitindizes des KNC für Modell 6 (N=566)

χ^2	df	p	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
2042	557	.000	.81	.79	.07	.074

Das Modell 4 wird als Grundlage der weiteren Hypothesentestungen gewählt.

Tabelle 39: Ergebnisse der konfirmatorischen Faktorenanalyse mit beta-Gewichten von Modell 4

Kontrollüberzeugungen bei kindlicher Non-Compliance	
<u>Skala: Internalität</u>	beta
15. Ich erreiche meist bei meinem Kind, was ich möchte.	.62
29. Auch heftige Konflikte mit dem Kind kann ich noch lösen.	.41
31. Bei Streitigkeiten mit meinem Kind behalte ich meistens die Oberhand.	.66
34. Gewöhnlich setze ich meine Forderungen bei meinem Kind durch.	.71
35. In Auseinandersetzungen mit meinem Kind habe ich meist alles unter Kontrolle.	.76
<u>Skala: Fatalistische Externalität</u>	
2. Um mich bei meinem Kind durchzusetzen, brauche ich jede Menge Glück.	.61
10. Es hängt oftmals mehr vom Zufall als von mir ab, ob mein Kind tut, worum ich es bitte.	.61
16. Ob mein Kind tut, was ich sage, hängt in der Regel von äußeren Umständen ab.	.55
21. Es gehört schon viel Glück dazu, mich mit meinem Kind zu einigen.	.62
28. Schwierige Erziehungssituationen werden oft durch zufällige Ereignisse gelöst.	.49
<u>Skala: Soziale Externalität</u>	
3. Mein Kind gehorcht anderen Erwachsenen eher als mir.	.73
6. Fachleute können besser mit dem Verweigerungsverhalten meines Kindes umgehen.	.56
17. Mein Kind folgt eher den Aufforderungen anderer Menschen als meinen.	.84
23. Gewöhnlich können sich andere bei meinem Kind besser durchsetzen als ich.	.80
27. Konflikte mit meinem Kind können besser mit Hilfe anderer gelöst werden.	.61

3.2.3.2.3 Testgütekriterien

Die gefundenen Skalen des Modells 4 sollen unter testtheoretischen Gütekriterien einer Evaluierung unterzogen werden. Tabelle 40 zeigt die Reliabilitätskoeffizienten nach Cronbach's Alpha und Spearman-Brown. Die niedrigsten Koeffizienten ergeben sich für die Skala "Fatalistische Externalität". Vergleicht man allerdings diese Werte mit der internen Konsistenz, die beim FKK gefunden wurden, bei dem der höchste Wert bei .77 (Skala "Selbstkonzept") liegt, so kann dieser Koeffizient – insbesondere bei Beachtung der Kürze der Skala - als akzeptabel eingeschätzt werden. Die Reliabilitäten der beiden anderen Skalen sind bei dieser Art von persönlichkeitsbezogenen Messverfahren als zufriedenstellend bis gut zu bezeichnen.

Tabelle 40: Reliabilitätskoeffizienten (Cronbach's Alpha, Spearman-Brown) der KNC-Skalen

KNC-Skalen (N=620)	Internalität	Fatalistische Externalität	Soziale Externalität
α	.77	.71	.83
split-half	.80	.70	.83

Die niedrigste Trennschärfe zeigt sich erwartungsgemäß für Item 29 mit $r_{it}=.37$ (s. Tabelle 41). Dies zeigt bereits die konfirmatorische Faktorenanalyse. Die übrigen Itemstatistiken sind für alle Items zufriedenstellend (s. Tabelle 41, Tabelle 42, Tabelle 43).

Tabelle 41: Itemkennwerte für die Skala "Internalität" (N=620)

Item	X	SD	MD	Min-Max	r-it
K15	2,4	1,0	2	1-6	.51
K29	2,3	1,3	2	1-6	.37
K31	2,5	1,0	3	1-6	.58
K34	2,3	0,9	2	1-6	.60
K35	2,5	1,0	3	1-6	.62

Tabelle 42: Itemkennwerte für die Skala "Fatalistische Externalität" (N=620)

Item	X	SD	MD	Min- Max	r-it
K2	5,0	1,02	5	1-6	.51
K10	4,9	1,07	5	1-6	.50
K16	4,1	1,3	4	1-6	.45
K21	5,2	1,0	5	1-6	.48
K28	4,7	1,3	5	1-6	.42

Tabelle 43: Itemkennwerte für die Skala "Soziale Externalität" (N=620)

Item	X	SD	MD	Min- Max	r-it
K3	4,3	1,5	5	1-6	.64
K6	4,9	1,3	5	1-6	.50
K17	4,7	1,3	5	1-6	.75
K23	4,9	1,1	5	1-6	.69
K27	5,1	1,0	5	1-6	.55

In Tabelle 44 finden sich die Ergebnisse des Kolmogorov-Smirnov-Tests. Der Kolmogorov-Smirnov-Test prüft, ob die empirische Verteilung der Werte (nicht) bedeutsam von der theoretischen Verteilung abweicht. Die drei Skalen können als

normalverteilt bezeichnet werden.

Tabelle 44: Kolmogorov-Smirnov-Test der KNC-Skalen

	Internalität	Fatalistische Externalität	Soziale Externalität
K-S (df=626)	.068	.085	.101

Für die Skalenwerte wurden Schiefe und Exzess berechnet. Erwartungsgemäß ist eine Schiefe der Verteilungen gegeben, die sich in vielen psychologischen Skalen findet. Abbildung 20 bis Abbildung 22 veranschaulichen die Verteilungen graphisch.

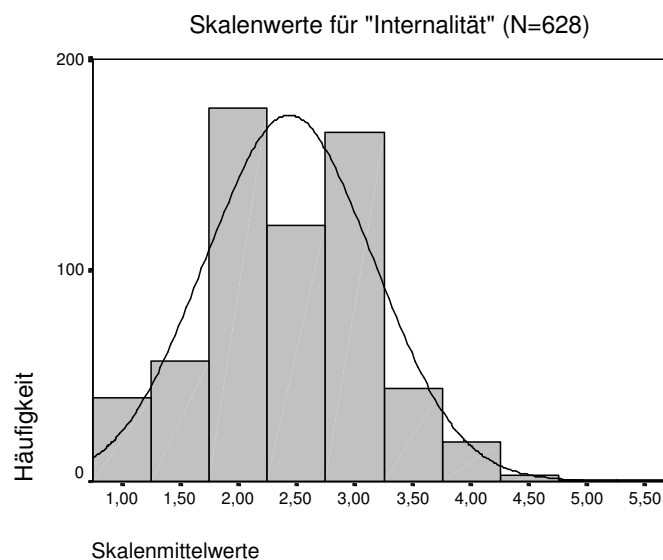


Abbildung 20: Histogramm mit Normalverteilungskurve für die Skala "Internalität" des KNC

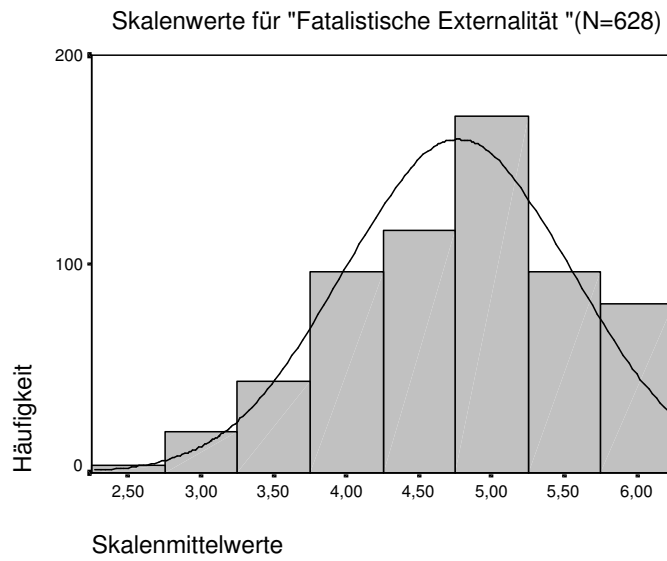


Abbildung 21: Histogramm mit Normalverteilungskurve für die Skala "Fatalistische Externalität"

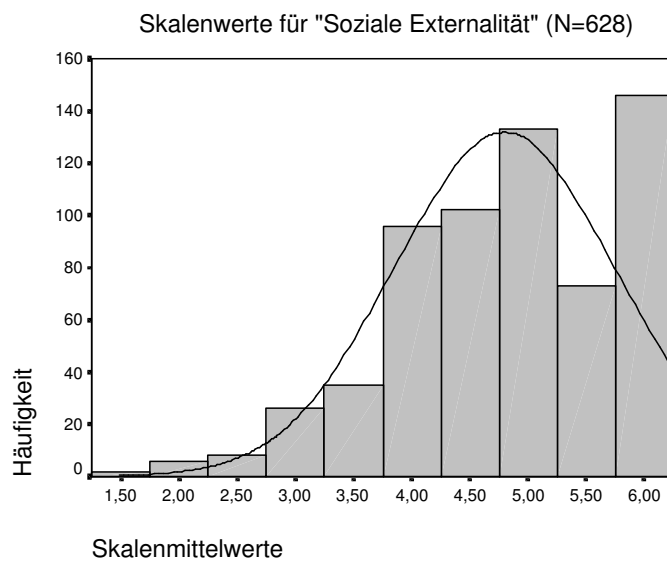


Abbildung 22: Histogramm mit Normalverteilungskurve für die Skala "Soziale Externalität"

3.2.3.2.4 Konstruktvalidität

Für die Konstruktvalidität der im Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen bei kindlicher Non-Compliance (KNC) realisierten konzeptuellen Differenzierung von drei Aspekten sind die Interkorrelationen von Bedeutung. Es zeigen sich bedeutsame, numerisch im mittleren Bereich angesiedelte und von den Vorzeichen her konstrukt-adäquate Interkorrelationen (s. Tabelle 45). Die Korrelationen sind auf dem 1%-Niveau signifikant. Der höchste Zusammenhang besteht erwartungsgemäß zwischen den beiden externalen Skalen. Im FKK ergab sich zwischen den externalen Skalen ein Zusammenhang (N=2028) von $r=.57$, ist also mit den Ergebnissen zum KNC vergleichbar.

Tabelle 45: Skaleninterkorrelationen des KNC (N=626)

	Internalität	Soziale Externalität	Fatalistische Externalität
Internalität	1.00	-.40	-.32
Soziale Externalität		1.00	.56
Fatalistische Externalität			1.00

3.2.3.2.5 Konvergente und diskriminante Validität

Ein erster Schritt der konvergenten Validierung des Fragebogens zu Kontrollüberzeugungen bei kindlicher Non-Compliance besteht in der Analyse der korrelativen Beziehungen zum FKK (s. Tabelle 46). Krampen (1991) berichtet von Korrelationen seiner generalisierten Skala mit bereichsspezifischen Verfahren wie dem IPC-A (Kontrollüberzeugungen für Alkoholkonsum; Krampen & Fischer, 1988) oder IPC-IP (Kontrollüberzeugungen für politisches Handeln; Krampen, 1990) von Koeffizienten zwischen .20 und .45.

Für einen auf die Erziehung bezogenen Fragebogen, dem LOC-E von Schneewind (1989), der generalisierte Kontrollerwartungen erfasst, berichtet Krampen (1991) von " ...essentiellen korrelativen Bezügen zur Sekundärskala FKK-PC, was frühere Befunde zur starken Gewichtung der Externalität im LOC-E... " (S. 55) bestätige. Numerische Angaben macht der Autor allerdings nicht.

Tabelle 46: Interkorrelationen der Skalen des FKK und KNC (N=619)

	Internalität	Soziale Externalität	Fatalistische Externalität
Selbstkonzept	.27	-.35	-.36
Internalität	.33	-.16	-.10
Soziale Externalität	-.12	.35	.37
Fatalistische Externalität	-.10	.26	.44
SK-I	.35	-.31	-.28
PC	-.13	.35	.46
SKI - PC	.26	-.38	-.44

Die gefundenen Interkorrelationen entsprechen den theoretischen Erwartungen. Die Vorzeichen kovariieren konstruktconform. Die höchsten Zusammenhänge zeigen sich jeweils für inhaltlich ähnliche Skalen wie z.B. Internalität. Keine Zusammenhänge ergeben sich zwischen den konstruktfernen Skalen beider Fragebögen.

Interessant sind die durchgehend niedrigen Korrelationen der Skala Selbstkonzept des FKK mit allen Skalen des KNC, die darauf hindeuten, dass ein positives Selbstkonzept allgemeiner Fähigkeiten tendenziell mit einer externalen Orientierung in Non-Compliance-Situationen einhergehen könnte. Da diese Skala mit allen Skalen des KNC fast gleich korreliert, ergibt sich kein Hinweis auf eine diskriminante Validität. Betrachtet man die Sekundärskalen des FKK, so scheint sich für die Skala SK-I der Effekt der Skala SK (Selbstkonzept) zu wiederholen.

Zusammenfassend betonen die niedrigen Zusammenhänge die diskriminante Validität des KNC. Die höchste gemeinsam erklärte Varianz beider Messinstrumente liegt bei 16%. Daraus kann geschlossen werden, dass unterschiedliche psychologische Konstrukte gemessen werden. Die Daten bestätigen den Einfluss situationaler Aspekte auf menschliches Verhalten und die Notwendigkeit zur Erfassung bereichsspezifischer Kontrollüberzeugungen.

Um indirekte Effekte zwischen den bereichsspezifischen und allgemeinen Kontrollüberzeugungen zu prüfen, wurden Pfadmodelle (LISREL-Analysen) über beide Messinstrumente gerechnet. Die Parameter-Schätzungen der linearen Strukturgleichungsmodelle erwiesen sich als nicht bedeutsam.

3.2.3.3 Fragebogen zum kindlichen Fehlverhalten

3.2.3.3.1 Methodische Vorüberlegungen

Im Folgenden werden Berechnungen zum Fragebogen zum kindlichen Fehlverhalten vorgestellt. Geprüft werden soll zunächst die Struktur des Fragebogens. Wie in der Vorstudie dargestellt, wurden für jede der drei inhaltlichen Kategorien des Fehlverhaltens (Normverletzung, unsoziales Verhalten und Non-Compliance) drei Situationen beschrieben.

Als eine Methode der inhaltlichen Validierung wurde ein Expertenrating durchgeführt (vgl. Kap. 3.1.1.1.3), das die Zuordnung der Items zu den Kategorien bestätigt. Im Weiteren muss überprüft werden, ob der Anteil der Varianz innerhalb der Kategorien größer ist als der Anteil, der durch die Messwiederholung der neun Fragebogenseiten entsteht. Es wurden univariate und multivariate mehrfaktorielle Varianzanalysen mit Messwiederholungen durchgeführt, um die relative Bedeutung der Variable "Kategorie" für die Unterscheidung der Stichprobe zu ermitteln. Zugrunde gelegt wurde die Gesamtstichprobe.

Als Gruppierungsfaktor geht in jede Varianzanalyse die Kategorie des Fehlverhaltens ein, hier mit "Kategorie" benannt. Der Faktor ist dreifach gestuft: Normverletzung (1), Unsoziales Verhalten (2) und Non-Compliance (3). Messwiederholungsfaktor ist der Platz, dem das jeweilige Item zugeordnet ist. Er enthält drei Stufen, so dass sich ein 3 x 3 Design ergibt. Die Reihenfolge der Platzzuordnung folgt der Vorgabe des Fragebogens.

Signifikanztests im Rahmen multivariater Varianzanalysen setzen voraus, dass die Varianz-Kovarianz-Matrizen homogen sind. Ferner wird vorausgesetzt, dass die abhängigen Variablen in den k- Populationen multivariat normalverteilt sind und die Fehlerkomponenten additiv und von den Treatment-Effekten (Faktorstufen) unabhängig sind. Da die unter den einzelnen Faktorstufen beobachteten Stichproben ausreichend groß sind, um gegenüber Voraussetzungsverletzungen der Varianzanalyse robust zu reagieren, wird auf die Darstellung der Überprüfung der multivariaten Normalverteilung der abhängigen Variablen verzichtet.

Man muss sich aber fragen, ob die Untersuchungsergebnisse trotz statistischer Signifikanz von praktischer Bedeutung sind. Als ein Kriterium der praktischen

Bedeutsamkeit gilt die Effektgröße. Sie gibt den Unterschied an, der zwischen Populationen bestehen muss, um von einer bedeutsamen Differenz zu sprechen. Dies ist der Unterschied, der gefunden werden könnte, wenn alle Personen, die einer bestimmten Behandlung unterzogen werden, mit allen Personen verglichen würden, die einer anderen Behandlung unterzogen wurden. In der vorliegenden Untersuchung handelt es sich um eine relativ große Stichprobe, die nur einen Behandlungseffekt auf der Basis der Stichprobe ergeben kann. Es muss daher eine Abschätzung der Populationseffektstärke geleistet werden.

Mit der Festlegung einer Effektgröße kann neben dem H_0 -Parameter auch der H_1 -Parameter spezifiziert werden, so dass auch die β -Wahrscheinlichkeit bzw. die Teststärke bestimmt werden können. Bortz (1984, S. 492) führt aus, dass α -Fehler-Wahrscheinlichkeit, Teststärke, Effektgröße und Stichprobenumfang funktional miteinander verbunden sind, die es erlauben, bei Vorgabe von drei Größen die jeweils vierte eindeutig zu bestimmen. Bortz (1994) führt aus:

"Mit wachsendem Stichprobenumfang

- verkleinert sich die α -Fehler-Wahrscheinlichkeit bei sonst gleichen Bedingungen,
- verkleinert sich die β -Fehler-Wahrscheinlichkeit (was gleichzeitig eine Zunahme der Teststärke $1-\beta$ bedeutet) bei sonst gleichen Bedingungen,
- verkleinert sich die Effektgröße bei sonst gleichen Bedingungen." (S.492)

Bei Plänen mit Messwiederholungen wird die Varianz der Mittelwerte an einer sog. Residualvarianz (σ_{res}) getestet, die der Varianz der ipsativen Messwerte entspricht (vgl. Bortz, 1993; S. 130). Diese Varianz ist in der Regel kleiner als die Varianz innerhalb der Populationen, die in Varianzanalysen ohne Messwiederholungen zugrunde gelegt wird.

Die Residualvarianz wird folgendermaßen geschätzt: $\sigma_{res} = \sigma\sqrt{1-r}$, wobei r die durchschnittliche Korrelation zwischen den Messungen zu den verschiedenen Messzeitpunkten ist. Daraus ergeben sich Stichprobenersparnisse.

Mitunter werden Maße wie η^2 oder R^2 , die als Maß für die multiple Korrelation zweier Variablen fungieren, fälschlicherweise als Effektgrößen bezeichnet. Diese

Maße beziffern jedoch den Anteil gemeinsamer oder aufgeklärter Varianz der untersuchten Variablen bzw. Variablensätze, während die Effektgrößen den Anteil aufgeklärter Varianz an der Residualvarianz bzw. die Mittelwertunterschiede an der Gesamtstreuung relativieren.

In mehrfaktoriellen Plänen gibt η^2 den Anteil der Varianz an, der sich aus der Varianz innerhalb der Populationen sowie der Varianz des zu prüfenden Effektes zusammensetzt. Um die praktische Bedeutsamkeit der gefundenen Effekte besser bewerten zu können, werden im Anschluss an die Signifikanztestung die Effektgrößen und Teststärken nach Cohen (1988) berechnet (Tabelle 47). Die entsprechenden Formeln werden im Text und im Anhang aufgeführt.

Tabelle 47: Effektgrößen wichtiger Signifikanztests (Cohen, 1988)

Test	Effektgröße	Klassifikation der Effektgrößen		
		klein	mittel	groß
univariate Varianzanalyse	$f = \sqrt{\frac{\eta^2}{1-\eta^2}}$.10	.25	.40
multiple Korrelation bzw. einfaktorielle multivariate Varianzanalyse*	$f^2 = \frac{R_{Y.A}^2}{1-R_{Y.A}^2}$.02	.15	.35

* $R_{Y.A}^2$ repräsentiert das multiple Korrelationsquadrat einer Menge von Prädiktoren A mit einem Kriterium Y und entspricht dem η^2 in der univariaten einfaktoriellen Varianzanalyse. Es läßt sich über $R_{Y.A}^2 = 1 - \text{Wilks } \Lambda$ berechnen. Diese formale Äquivalenz beruht auf der Tatsache, daß die einfaktorielle Varianzanalyse auch als Spezialfall der multiplen Regression mit kategorialen Prädiktoren aufgefaßt werden kann (vgl. Buchner, Erdfelder & Faul, 1996).

3.2.3.3.2 Die Variablen "Absicht" und "Bedeutsamkeit"

Für das Item "Das Verhalten des Kindes war beabsichtigt bzw. unbeabsichtigt" wurde eine univariate Varianzanalyse mit Messwiederholungen mit den Faktoren "Kategorie" und "Platz" (Messwiederholungsfaktor) gerechnet. Tabelle 48 zeigt das Datenschema.

Aus Tabelle 49 wird ersichtlich, dass sowohl die Haupteffekte als auch die Interaktion signifikant sind. Voraussetzung für diese Varianzanalysen mit Messwiederholungen ist die Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrix (vgl. Bortz,

1993).

Tabelle 48: Datenschema für die Variable "Absicht"

Kategorie	Platz	Abhängige Variable
1	1	Absicht
	2	Absicht
	3	Absicht
2	1	Absicht
	2	Absicht
	3	Absicht
3	1	Absicht
	2	Absicht
	3	Absicht

Um diese Annahme zu testen, kann der Mauchly-Test auf Sphärizität verwendet werden, der einen Test auf Sphärizität für die Varianz-Kovarianz-Matrix einer orthonormalisierten, transformierten abhängigen Variablen durchführt. Bei großen Stichproben kann der Test sogar dann signifikant sein, wenn der Einfluss der Abweichung der Ergebnisse klein ist. Die Voraussetzung ist für diese Faktoren nicht gegeben. Bortz (1984) führt dazu aus, dass geringere Verletzungen der Homogenität in der Streuung der Mittelwerte bei größeren Stichproben ($n' \geq 10$) keinen nennenswerten Einfluss auf den α - und β -Fehler haben. Da es sich hier um eine große Stichprobe handelt, sollen - dem Argument von Bortz (1984) folgend - die einzelnen Parameter ausgewertet werden.

Die extrem niedrigen p-Werte sind überwiegend auf die große Stichprobe zurückzuführen, denn die Mittelwertsunterschiede sind relativ gering (s. Abbildung 23). Cohen (1977, 1988) gibt Richtwerte für die Teststärke des F-Tests bei gegebener Stichprobengröße (n), Signifikanzniveau (α), Effektgröße (f) und Freiheitsgraden (df) an. Als Konvention für die Ausprägung der Effektgröße gilt nach Cohen (1988):

- Klein: $f = .10$
- Mittel: $f = .25$
- Groß: $f = .40$.

Tabelle 49: Ergebnisse der ANOVA für die AV "Absicht"

Effekt	Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta- Quadrat	
Kategorie	Pillai-Spur	.134	42,514 ^a	2,000	549,000	.000	.134
	Wilks-Lambda	.866	42,514 ^a	2,000	549,000	.000	.134
	Hotelling-Spur	.155	42,514 ^a	2,000	549,000	.000	.134
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.155	42,514 ^a	2,000	549,000	.000	.134
Platz	Pillai-Spur	.335	138,193 ^a	2,000	549,000	.000	.335
	Wilks-Lambda	.665	138,193 ^a	2,000	549,000	.000	.335
	Hotelling-Spur	.503	138,193 ^a	2,000	549,000	.000	.335
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.503	138,193 ^a	2,000	549,000	.000	.335
Kategorie * Platz	Pillai-Spur	.494	133,339 ^a	4,000	547,000	.000	.494
	Wilks-Lambda	.506	133,339 ^a	4,000	547,000	.000	.494
	Hotelling-Spur	.975	133,339 ^a	4,000	547,000	.000	.494
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.975	133,339 ^a	4,000	547,000	.000	.494

a. Exakte Statistik

Die Teststärke (1- β) gibt die Wahrscheinlichkeit an, mit der der statistische Test einen Effekt, der tatsächlich vorliegt, entdeckt. Für die Kalkulation der Power werden die Parameter nach Cohen (1988) folgendermaßen bestimmt:

$$n' = \text{denominator df} / (u+1) + 1$$

$$u = (k-1)(r-1)(p-1) \text{ etc.}$$

$$f = \sqrt{\frac{\eta^2}{1-\eta^2}}$$

u (Freiheitsgrade desjenigen Effektes, für den die Effektgröße bestimmt wurde)

n' (Stichprobenumfang einer Faktorstufenkombination)

f (Effektgröße)

Als η^2 wurde jeweils der in SPSS errechnete Wert herangezogen. Die Spezifikation für die Power des Haupteffektes "Kategorie" lautet:

a=.01	$\alpha=.01$
u=2	u=(3-1)
f=.27	f=.07/1-.07
n'=184	n'=549/(2+1) (+1)

Damit ergibt sich laut Cohen (1988, S. 313) eine Power von über .99. Die

Spezifikation für die Power des Haupteffektes "Platz" lautet:

a=.01	$\alpha=.01$
u=2	u=(3-1)
f=.48	f=.19/1-.19
n'=184	n'=549/(2+1) (+1)

Damit ergibt sich ein Wert für die Power von $>.99$. Für den Interaktionseffekt ergibt sich folgende Spezifikation:

a=.01	$\alpha=.01$
u=4	u=(3-1) (3-1)
f=.51	f=.21/1-.21
n'=110,8	n'=549/(5+ 1) (+1)

Daraus folgt: Power $>.99$. Alle gefundenen Effekte sind durch die Höhe der Teststärke, die bei mindestens 80% liegen sollte, abgesichert. Erwartungsgemäß klärt die Interaktion der beiden Faktoren den größten Anteil an der Varianz auf. Abbildung 23 zeigt die zeichnerische Darstellung der Effekte.

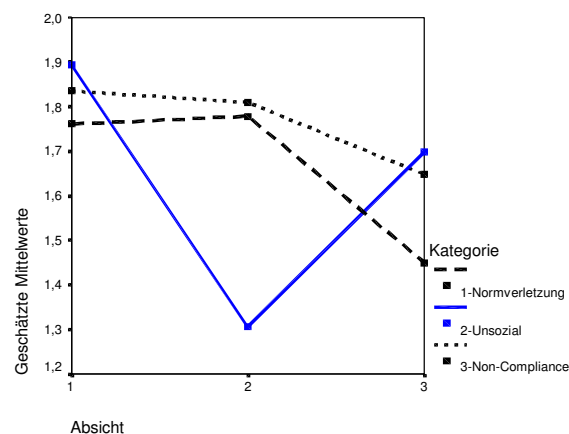


Abbildung 23: Ergebnisse der ANOVA für die AV "Absicht"

Die Hypothese, dass der Anteil der Varianz der durch die Variation der Kategorien des kindlichen Fehlverhaltens bedingt ist, größer ist als der, der durch die Variation der Itemreihenfolge (Platz) bedingt ist, muss abgelehnt werden. Die Berechnungen zur Power zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit (99%) für die

Wechselwirkung und den Effekt "Platz" spricht. Die Frage danach, ob das Kind sich absichtlich so verhalten hat, löst unabhängig von den inhaltlich vorgegeben Kategorien des kindlichen Fehlverhaltens pro Messwiederholung bei den Eltern eine andere Beurteilung aus, so dass die Itemantworten getrennt betrachtet werden müssen.

Zur Klärung der Varianz der Variable "Bedeutsamkeit", also der Frage: "Wie wichtig, glauben Sie, ist es, auf dieses Verhalten zu reagieren?" wurde nach dem oben beschriebenen Schema verfahren. Die Effektgröße und die Power wurden entsprechend der obigen Formeln berechnet. Tabelle 50 zeigt, dass sich die größte Varianzaufklärung für den Effekt "Platz" ergibt. Die Berechnungen der Effektgrößen und Power ergeben eine zufriedenstellende Absicherung aller Effekte (Tabelle 51). Der Mauchly-Test auf Sphärizität ist signifikant.

Tabelle 50: Ergebnis der ANOVA für die AV "Bedeutsamkeit"

Effekt	Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta- Quadrat	
KATEGORIE	Pillai-Spur	.116	31,473	2,000	480,000	.000	.116
	Wilks-Lambda	.884	31,473	2,000	480,000	.000	.116
	Hotelling-Spur	.131	31,473	2,000	480,000	.000	.116
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.131	31,473	2,000	480,000	.000	.116
PLATZ	Pillai-Spur	.250	80,050	2,000	480,000	.000	.250
	Wilks-Lambda	.750	80,050	2,000	480,000	.000	.250
	Hotelling-Spur	.334	80,050	2,000	480,000	.000	.250
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.334	80,050	2,000	480,000	.000	.250
KATEGORIE * PLATZ	Pillai-Spur	.137	18,939	4,000	478,000	.000	.137
	Wilks-Lambda	.863	18,939	4,000	478,000	.000	.137
	Hotelling-Spur	.158	18,939	4,000	478,000	.000	.137
	Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.158	18,939	4,000	478,000	.000	.137

a. Unter Verwendung von Alpha = .05 berechnet

Tabelle 51: Effektgrößen und Power der Effekte für die AV "Bedeutsamkeit"

Effekt	Cohens f	Power
Kategorie	.36	>.99
Platz	.57	>.99
Kategorie x Platz	.39	>.99

Abbildung 24 veranschaulicht die Ergebnisse. Auch in dieser Varianzanalyse erweist sich der Anteil der Varianz, der durch die Variation der Itemreihenfolge (Platz) bedingt ist, am größten. Der Interaktionseffekt klärt weniger Varianz auf als der Effekt "Platz". Die Effektgrößen liegen alle im oberen Bereich. Für weitere Berechnungen kann daher nicht auf die Mittelwerte über die Kategorien zurückgegriffen werden.

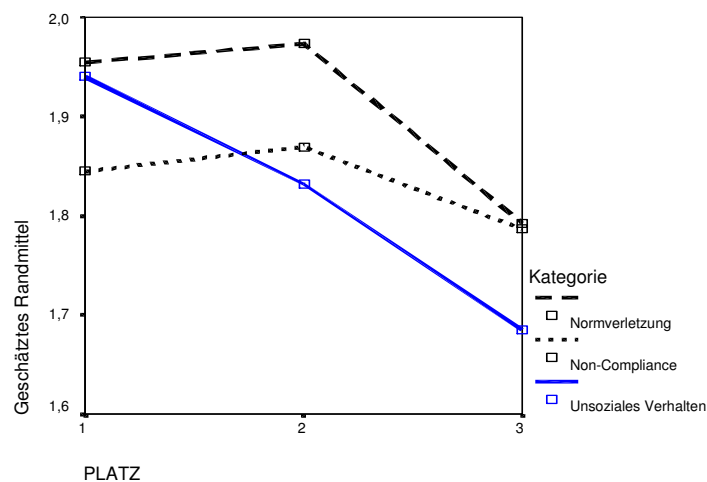


Abbildung 24: Ergebnisse der ANOVA für die AV "Bedeutsamkeit"

Zusammenfassend zeigen die Analysen, dass die Variablen "Absicht" und "Bedeutsamkeit" nicht nach den a priori festgesetzten Kategorien ausgewertet werden können. Für die folgenden Analysen wurden die Variablen daher nicht mit einbezogen.

3.2.3.3.3 Die Attributionsvariablen

Im Folgenden werden die Ergebnisse der multivariaten Varianzanalyse mit Messwiederholung (Dimension, Platz) für die Variablen "Impulskontrolle", "Persönlichkeit des Kindes", "Mangelndes Wissen" und "Situation" dargestellt. Gruppierungsfaktor ist - wie oben - die Kategorie und der Messwiederholungsfaktor "Platz", also der Ort, an dem das jeweilige Item in der Reihe des Ausfüllens den Fehlverhaltenskategorien zugeordnet ist. Als abhängige Variablen gehen die vier Variablen zur Messung der Attribution ein.

Auch in dieser Varianzanalyse erweisen sich die Haupteffekte und die Interaktion "Kategorie*Platz" als signifikant. Die Voraussetzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrix ist gegeben, der Mauchly-Test auf Sphärizität ist für alle Vergleiche signifikant.

Nach Tabelle 52 ergibt sich die höchste Varianzaufklärung η^2 für den Haupteffekt "Kategorie" mit .591, etwas niedriger liegt $\eta^2=.557$ für die Interaktion "Kategorie*Platz". Die Größe für den Haupteffekt "Platz" von $\eta^2=.34$ fällt am niedrigsten aus.

Tabelle 52: Ergebnisse der MANOVA für die Attributionsvariablen

Multivariate Tests								
Effekt			Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta-Quadrat
Zwischen den Subjekten	Konstanter Term	Pillai-Spur	.972	4523,826	4,000	525,000	.000	.972
		Wilks-Lambda	.028	4523,826	4,000	525,000	.000	.972
		Hotelling-Spur	34,467	4523,826	4,000	525,000	.000	.972
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	34,467	4523,826	4,000	525,000	.000	.972
Innerhalb der Subjekte	KATEGORIE	Pillai-Spur	.591	93,939	8,000	521,000	.000	.591
		Wilks-Lambda	.409	93,939	8,000	521,000	.000	.591
		Hotelling-Spur	1,442	93,939	8,000	521,000	.000	.591
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	1,442	93,939	8,000	521,000	.000	.591
	PLATZ	Pillai-Spur	.338	33,197	8,000	521,000	.000	.338
		Wilks-Lambda	.662	33,197	8,000	521,000	.000	.338
		Hotelling-Spur	.510	33,197	8,000	521,000	.000	.338
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.510	33,197	8,000	521,000	.000	.338
	KATEGORIE * PLATZ	Pillai-Spur	.557	40,266	16,000	513,000	.000	.557
		Wilks-Lambda	.443	40,266	16,000	513,000	.000	.557
		Hotelling-Spur	1,256	40,266	16,000	513,000	.000	.557
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	1,256	40,266	16,000	513,000	.000	.557

a. Unter Verwendung von Alpha = .05 berechnet

Zur Berechnung der Power werden die Parameter nach Cohen (1988) berechnet. Daraus ergeben sich folgende Parameter:

$\lambda = f^2 (u + v + 1)$ $u = ky (kx)$ $f^2 = R^2 / (1 - R^2)$

u = Freiheitsgrade desjenigen Effektes, für den die Effektgröße bestimmt wurde
 n' = Stichprobenumfang einer Faktorstufenkombination
 f = Effektgröße
 λ = Nichtzentralitätsparameter
 v = Fehler df
 R^2 entspricht hier η^2
 ky = Anzahl der "abhängigen" Variablen
 kx = $K - 1$
 K = Anzahl der Faktoren

Die Spezifikation für die Power des Haupteffektes "Kategorie" lautet:

$\alpha = .01$	$\alpha = .01$
$u = 4$	$u = 4 \times 1 (kx = 2 - 1 = 1) (ky = 4)$
$f^2 = 1.4$	$f^2 = .59 / (1 - .59)$
$\lambda = 736$	$\lambda = 1.4 (4 + 521 + 1)$

damit ergibt sich laut Cohen (1988, Tab. 9.3.1. S. 416) eine Power $>.99$. Die Spezifikation für die Power des Haupteffektes "Platz" lautet:

$\alpha = .01$	$\alpha = .01$
$u = 4$	$u = 4 \times 1 (kx = 2 - 1 = 1) (ky = 4)$
$f^2 = .49$	$f^2 = .33 / (1 - .33)$
$\lambda = 257$	$\lambda = .49 (4 + 521 + 1)$

damit ergibt sich laut Cohen (1988, Tab. 9.3.1. S. 416) eine Power $>.99$. Die Spezifikation für die Power der Interaktion lautet:

$\alpha = .01$	$\alpha = .01$
$u = 4$	$u = 4 \times 1 (kx = 2 - 1 = 1) (ky = 4)$
$f^2 = 1.2$	$f^2 = .55 / (1 - .55)$
$\lambda = 621$	$\lambda = 1.2 (4 + 513 + 1)$

damit ergibt sich laut Cohen (1988, Tab. 9.3.1., S. 416) eine Power $>.99$. Alle gefundenen Effekte sind durch die Höhe der Power von mehr als 99% abgesichert.

Die Hypothese, dass die Kategorien des Fehlverhaltens sich signifikant voneinander unterscheiden, kann als bestätigt betrachtet werden. Die Aufklärung dieses Effektes ist deutlich höher als der Effekt, der durch die Variation der Platzzuordnung entsteht.

Zur weiteren inferenzstatistischen Prüfung der ermittelten signifikanten Effekte wurden auf univariater Ebene paarweise Vergleiche gerechnet, deren Ergebnisse hier als Abbildung dargestellt werden. Die Überprüfung der Teststärke der Einzelvergleiche ergab jeweils Werte über $>.90$. Dies ist auf die große Stichprobe zurückzuführen, aus Gründen der Redundanz wird die Berechnung hier nicht dargestellt.

Die erste Darstellung der Abbildung 25 zur Variable "Mangelnde Impulskontrolle" zeigt, dass sich die Kategorie "Normverletzung" signifikant von den beiden anderen unterscheidet. Dies trifft jedoch nicht für "Unsoziales Verhalten" und "Non-Compliance" zu. Hier gibt es eine Wechselwirkung, die sich ausschließlich auf Platz 3, also das jeweils dritte ausgefüllte Item jeder Kategorie bezieht.

Betrachtet man die Variable "Persönlichkeit des Kindes", zeigen sich signifikante Unterschiede zwischen allen drei Dimensionen. Aber auch der Platz des Items hat Einfluss, hier ergeben sich signifikante Unterschiede im Einzelvergleich von Platz 1 zu Platz 2 und 3 (vgl. Abbildung 25).

Beim Vergleich der Situationsvariable ergibt sich ein signifikanter Unterschied zwischen allen Kategorien des Fehlverhaltens. Für Platz 1 liegt eine Interaktion zwischen "Non-Compliance" und "Unsozialem Verhalten" vor.

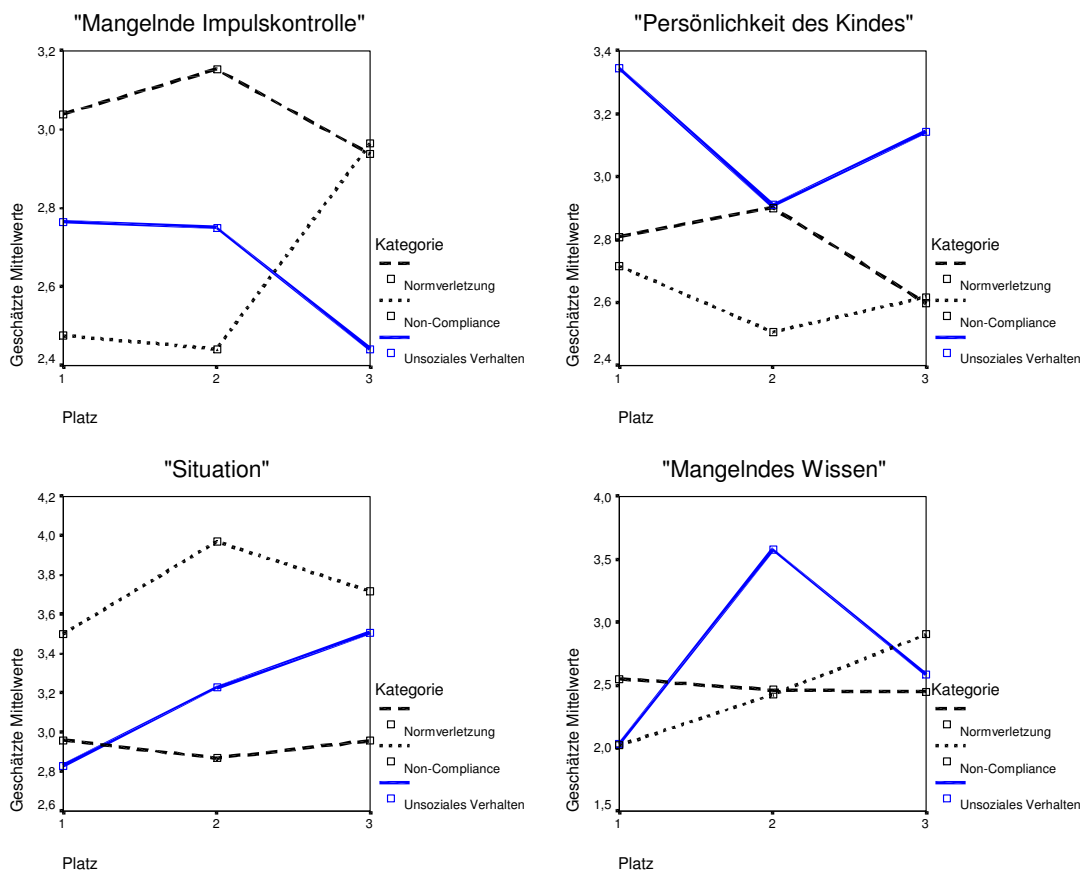


Abbildung 25: Ergebnis der ANOVAS für die vier Attributionsvariablen

In dem univariaten Vergleich für "Mangelndes Wissen" unterscheidet sich das unsoziale Verhalten signifikant von den beiden anderen Fehlverhaltenskategorien. Da sich alle Stufen von "Platz" signifikant unterscheiden, ergeben sich starke Interaktionseffekte.

3.2.3.3.4 Die Emotionsvariablen

Neben dem Messwiederholungsfaktor "Platz" geht der Gruppierungsfaktor "Gefühle" mit den zehn Variablen ein: Besorgt, verärgert, peinlich, traurig, gelassen, schuldig, amüsiert, verantwortlich, hilflos, es macht nichts.

Die Voraussetzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrix ist nicht bei allen Items gegeben, da es sich um dichotome Items handelt. Der Mauchly-Test auf

Sphärizität ist signifikant. Es stellt sich die Frage, ob eine multivariate Analyse hier durchgeführt werden kann. Aus inhaltlichen Gründen ist dies zu vertreten, wenn man die Items als Skalen mit Summenwerten auffasst.

Die Haupteffekte und die Interaktion erweisen sich als signifikant (s. Tabelle 53). Der höchste Anteil der Varianzaufklärung ergibt sich für den Haupteffekt "Kategorie" mit $\eta^2=.82$. Relativ hoch fallen auch die Parameter für den Haupteffekt "Platz" und die Interaktion mit $\eta^2=.68$ aus. Die Hypothese der höheren Varianzaufklärung für den Haupteffekt "Kategorie" hat sich damit bestätigt.

Tabelle 53: Ergebnis der MANOVA für die Emotionsvariablen

Multivariate Tests								
Effekt			Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta-Quadrat
Zwischen den Subjekten	Konstanter Term	Pillai-Spur	.955	1028,909	10,000	490,000	.000	.955
		Wilks-Lambda	.045	1028,909	10,000	490,000	.000	.955
		Hotelling-Spur	20,998	1028,909	10,000	490,000	.000	.955
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	20,998	1028,909	10,000	490,000	.000	.955
Innerhalb der Subjekte	Kategorie	Pillai-Spur	.824	112,374	20,000	480,000	.000	.824
		Wilks-Lambda	.176	112,374	20,000	480,000	.000	.824
		Hotelling-Spur	4,682	112,374	20,000	480,000	.000	.824
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	4,682	112,374	20,000	480,000	.000	.824
	Platz	Pillai-Spur	.679	50,804	20,000	480,000	.000	.679
		Wilks-Lambda	.321	50,804	20,000	480,000	.000	.679
		Hotelling-Spur	2,117	50,804	20,000	480,000	.000	.679
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	2,117	50,804	20,000	480,000	.000	.679
	Kategorie* Platz	Pillai-Spur	.679	24,347	40,000	460,000	.000	.679
		Wilks-Lambda	.321	24,347	40,000	460,000	.000	.679
		Hotelling-Spur	2,117	24,347	40,000	460,000	.000	.679
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	2,117	24,347	40,000	460,000	.000	.679

Die Power wurde entsprechend der oben beschriebenen Vorgehensweise berechnet, sie beträgt bei allen Effekten einen Wert von $>.99$. Bei der Prüfung der Teststärke für die Einzeleffekte ergeben sich nur zwei Abweichungen von diesen 99%: Bei "Nichts" (Effekt Kategorie) und "Hilflos" (Interaktionseffekt) mit einer Power $>.72$.

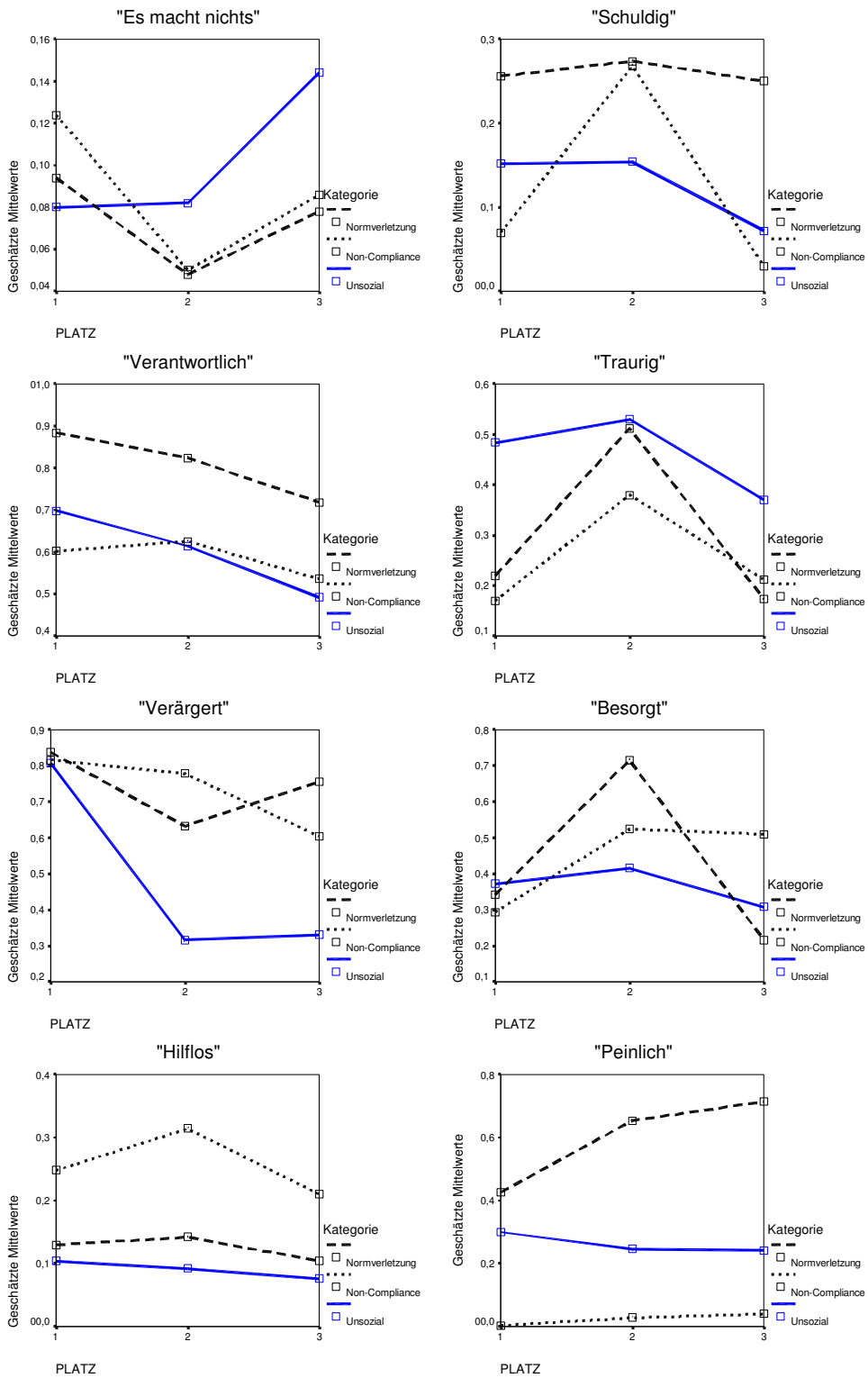
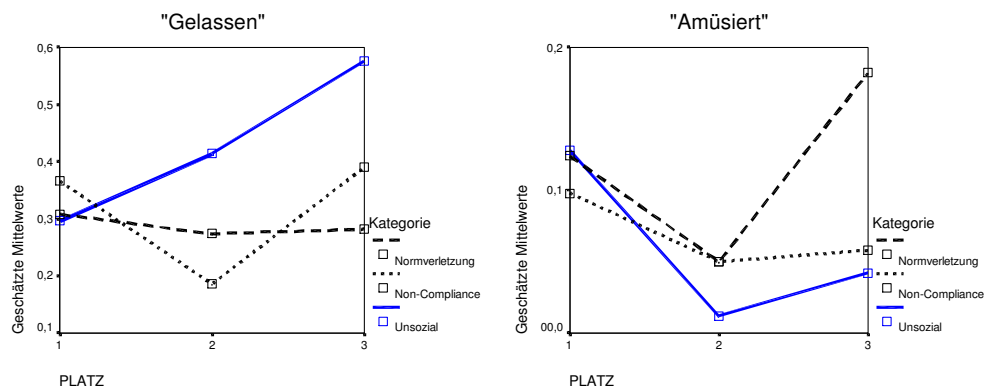


Abbildung 26: Ergebnis der ANOVAS für die Emotionsvariablen (Skala 0-1)



Fortsetzung von Abbildung 26: Ergebnis der ANOVAS für die Emotionsvariablen (Skala 0-1)

Abbildung 26 zeigt das Ergebnis auf univariater Ebene als graphische Darstellung. Für die Variablen "Peinlich" und "Hilflos" ergeben sich keine Interaktionseffekte, hier lassen sich die Kategorien gut trennen. Die Übrigen Emotionsvariablen zeigen sehr unterschiedliche "Muster" (s. Abbildung 26). Dies deutet daraufhin, dass die einzelnen Fehlverhaltenskategorien spezifische emotionale Kognitionen bei den Eltern hervorrufen, so dass auch im Weiteren die Bedeutung einzelner Emotionen untersucht werden soll.

Im Sinne der Datenreduktion ist es jedoch sinnvoll, die zehn Variablen zu aggregieren. Zunächst wurden Mittelwerte über die zehn Gefühlsitems gebildet, die dann in eine exploratorische Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation eingingen.

Nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium (Guttman, 1954) gibt der Eigenwertverlauf drei Faktoren vor, die kumuliert eine Varianz von 54,2% aufklären. Als weiteres Kriterium wurde der Scree-Test herangezogen. Einen deutlichen Knick weist die Kurve nach drei Faktoren auf. Abbildung 27 zeigt den Eigenwertverlauf.

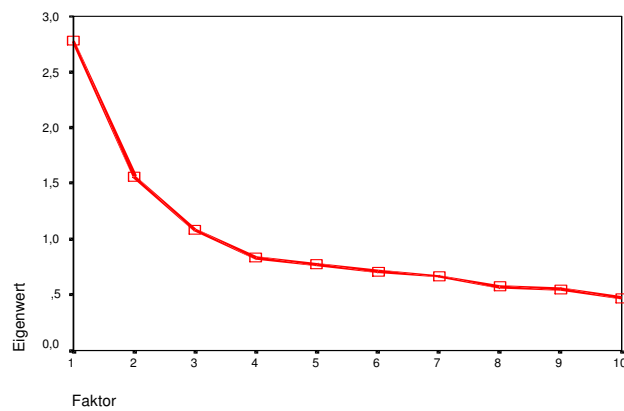


Abbildung 27: Eigenwertverlauf der Emotionsvariablen (N=620)

Die bedeutsamen Faktoren wurden einer Rotation nach dem Varimax-Kriterium (Kaiser, 1958) unterzogen. Tabelle 54 zeigt die rotierten Ladungen und Kommunalitäten.

Der erste Faktor klärt 18,8%, der zweite 18,1% und der dritte 17,1% Varianz auf. Diese fast gleich hoch ausgeprägten Varianzen sind zufriedenstellend, auch die Kommunalitäten sind als angemessen hoch zu bezeichnen. Inhaltlich lässt sich der erste Faktor am ehesten als "Erregungskomponente" von Emotionen und der zweite Faktor als durch Kognitionen geleitete Emotionen beschreiben, der "Beurteilungskomponente" genannt werden soll. Legt man die Dimension Erregungs-Aktivationsgrad nach Montada (1989) zugrunde, entspräche der erste Faktor einem hohen, der dritte einem niedrigen Aktivationsgrad mit positiven Emotionen. Dieser dritte Faktor wird "Entspannungskomponente" – im Folgenden kurz "Entspannung" genannt.

Tabelle 54: Ladungsmatrix der rotierten 3-Faktorenlösung über alle Emotionen

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	h ²
Hilflos	.70	.08	.15	.52
Verärgert	.64	.01	-.32	.52
Peinlich	.58	.40	.14	.52
Traurig	.54	.36	-.13	.44
Verantwortlich	-.03	.82	.05	.68
Besorgt	.19	.64	-.23	.50
Schuldig	.30	.63	.02	.49
Amüsiert	.16	-.03	.75	.59
Macht nichts	.02	-.15	.72	.54
Gelassen	-.46	.00	.65	.63

Nun ist zu klären, ob diese Faktoren sich auch für die drei Kategorien des Fehlverhaltens finden lassen. Für jede Kategorie (Normverletzung, Non-Compliance, Unsoziales Verhalten) wurde der Mittelwert über die jeweils zugeschriebenen Items gebildet und in eine exploratorische Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation überführt.

Kategorie "Normverletzung":

Abbildung 28 zeigt den Eigenwertverlauf, der zwei Faktoren vorgibt. Auch nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium ergeben sich zwei Faktoren. Diese klären kumuliert 42,4% Varianz auf. Inhaltlich teilen sich die 2 Faktoren auf die Dimension angenehme versus unangenehme Emotionen auf. Das Item "verärgert" lädt hoch negativ auf dem zweiten Faktor (vgl. Tabelle 55). Eine sehr niedrige Kommunalität von .26 ergibt sich für das Item "verantwortlich". Der erste Faktor klärt nach der Rotation 22,5% Varianz auf, der zweite 19,8%.

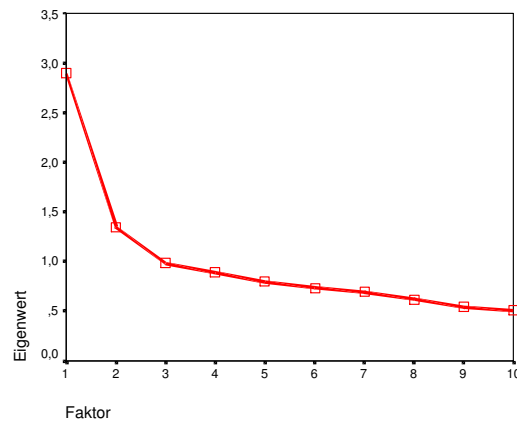


Abbildung 28: Eigenwertverlauf der Emotionsvariablen für "Normverletzung"

Tabelle 55: Ladungsmatrix der rotierten 2-Faktorenlösung für die Kategorie "Normverletzung"

Item	Faktor 1	Faktor 2	h ²
Schuldig	.67	-.12	.47
Peinlich	.66	-.06	.44
Hilflos	.62	-.08	.39
Traurig	.62	-.17	.40
Besorgt	.51	-.36	.40
Verantwortlich	.47	-.18	.26
Amüsiert	.05	.73	.54
Gelassen	-.26	.67	.51
Macht nichts	-.04	.65	.42
Verärgert	.24	-.59	.42

Kategorie "Non-Compliance":

Berechnet wurden die Mittelwerte der drei Items, die jeweils die Kategorie "Non-Compliance" abbilden sollen. Das Kaiser-Guttman-Kriterium gibt drei Faktoren vor, die 50,3% der Varianz aufklären. Anhand des Eigenwertverlaufs (Abbildung 29) kann man ebenfalls drei Faktoren festlegen. Tabelle 56 zeigt die Kommunalitäten und Faktorladungen nach Rotation. Der erste Faktor klärt 19,2%, der zweite 15,5% und der dritte 15,5% Varianz auf.

Diese Struktur ist mit der ersten Lösung (Mittelwerte über alle Items) tendenziell vergleichbar. Bei Non-Compliance eines Kindes scheint jedoch das Gefühl von Ärger und Hilflosigkeit in Kombination mit mangelnder Gelassenheit eine bedeutsame Rolle zu spielen, denn "Verärgert" (.76) bildet mit "Hilflos" (.55) und "Gelassen" (-.63) einen eigenen Faktor (Faktor 2).

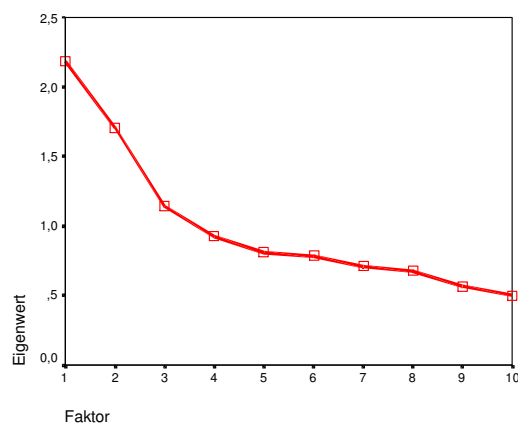


Abbildung 29: Eigenwertverlauf der Emotionsvariablen für "Non-Compliance"

Tabelle 56: Ladungsmatrix der rotierten 3-Faktorenlösung für die Kategorie "Non-Compliance"

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	h ²
Schuldig	.65	.08	.03	.45
Besorgt	.65	.01	-.36	.55
Verantwortlich	.62	-.25	-.18	.49
Traurig	.54	.32	.02	.39
Peinlich	.49	.02	.31	.35
Verärgert	.13	.76	-.07	.59
Gelassen	.02	-.63	.48	.62
Hilflos	.34	.55	.05	.41
Amüsiert	.02	.05	.78	.62
Macht nichts	-.11	-.33	.65	.54

Kategorie "Unsoziales Verhalten":

Als Kriterium für die Auswahl der bedeutsamen Faktoren wurde hier das Kaiser-Guttman-Kriterium gewählt. Für drei Faktoren zeigt sich ein Eigenwert >1 . Der Eigenwertverlauf (s. Abbildung 30) lässt auch andere Möglichkeiten zu. Die drei Faktoren klären gemeinsam 52,2% auf. Rotiert ergibt sich für Faktor 1 eine Varianz von 19,6%, für Faktor 2 von 17% und für Faktor 3 von 15,4%. Tabelle 57 zeigt die Ladungsmatrix. Interessanterweise deckt sich diese Lösung zum "Unsozialen Verhalten" mit der Lösung über alle Emotionsvariablen, die Zusammensetzung der Emotionsitems in den Faktoren ist identisch.

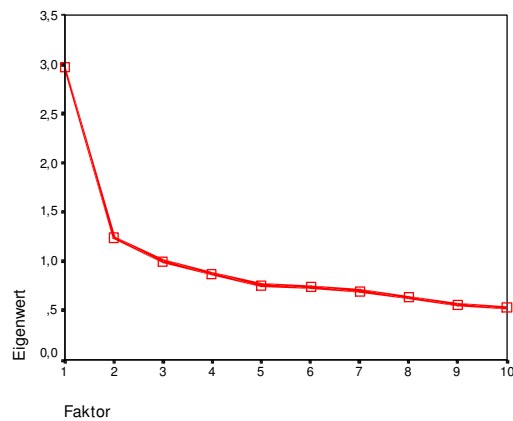


Abbildung 30: Eigenwertverlauf der Emotionsvariablen zum "Unsozialen Verhalten"

Tabelle 57: Ladungsmatrix der rotierten 3-Faktorenlösung für die Kategorie "Unsoziales Verhalten"

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	h ²
Verantwortlich	.79	.08	-.11	.63
Besorgt	.64	.01	-.23	.50
Schuldig	.63	-.25	.02	.45
Hilflos	.02	.79	.10	.65
Peinlich	.42	.57	.10	.51
Verärgert	.23	.54	-.36	.47
Traurig	.32	.48	-.36	.45
Amüsiert	.20	.02	.72	.55
Macht nichts	-.33	.05	.62	.50
Gelassen	-.23	-.36	.56	.49

Zusammenfassung:

Es lässt sich festhalten, dass die Emotionsvariablen sich in drei Kategorien des Fehlverhaltens trennen lassen. Es wurde eine Datenreduktion mittels exploratorischer Faktorenanalysen mit dem Ergebnis von drei Emotionskomponenten vorgenommen, die als "Erregung", "Beurteilung" und "Entspannung" bezeichnet werden. Die faktorielle Lösung zum "Unsozialen Verhalten" stellt sich als identisch mit der Lösung über alle Emotionsvariablen heraus.

3.2.3.3.5 Erziehungseinstellungen und Erziehungsverhalten

Das Datenschema für den Messwiederholungsfaktor "Platz" und den Gruppierungsfaktor "Erziehungseinstellung" mit den sechs Variablen: "Schimpfen", "Ohrfeigen", "Erklären", "Nicht beachten", "Herausnehmen" und "Böse anblicken" findet sich im Anhang - C.

Die Haupteffekte und die Interaktion für "Erziehungseinstellung" erweisen sich als signifikant. Die Voraussetzung der Homogenität der Varianz-Kovarianz-Matrix ist bis auf die Variable "Schimpfen" gegeben. Der Mauchly-Test auf Sphärizität ist signifikant. Die Abweichung für eine Variable kann bei der großen Stichprobe vernachlässigt werden.

Der höchste Anteil der Varianzaufklärung ergibt sich für den Haupteffekt "Kategorie" mit $\eta^2=.62$, dann folgt der Effekt für die Interaktion mit $\eta^2=.56$ (vgl. Tabelle 58). Das Eta-Quadrat liegt für den Haupteffekt "Platz" deutlich niedriger ($\eta^2=.36$), so dass die Hypothese der höheren Varianzaufklärung innerhalb der Kategorien des Fehlverhaltens im Vergleich zur Platzierung des Items als bestätigt gesehen werden kann.

Auch hier werden die Teststärken zur Absicherung der Werte berechnet. Es werden die oben beschriebenen Formeln verwandt. Die Tabellen finden sich im Anhang. Jeder Effekt lässt sich mit einer Teststärke von fast 100% absichern. Die Effektgrößen liegen alle im mittleren bis oberen Bereich (s. Anhang - D).

Tabelle 58: Ergebnis der MANOVA für "Erziehungseinstellungen"

			Multivariate Tests					
Effekt			Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta- Quadrat
Zwischen den Subjekten	Konstanter Term	Pillai-Spur	.994	14598,216 ^a	6,000	507,000	.000	.994
		Wilks-Lambda	.006	14598,216 ^a	6,000	507,000	.000	.994
		Hotelling-Spur	172,760	14598,216 ^a	6,000	507,000	.000	.994
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	172,760	14598,216 ^a	6,000	507,000	.000	.994
Innerhalb der Subjekte	Kategorie	Pillai-Spur	.625	69,622 ^a	12,000	501,000	.000	.625
		Wilks-Lambda	.375	69,622 ^a	12,000	501,000	.000	.625
		Hotelling-Spur	1,668	69,622 ^a	12,000	501,000	.000	.625
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	1,668	69,622 ^a	12,000	501,000	.000	.625
	PLATZ	Pillai-Spur	.363	23,825 ^a	12,000	501,000	.000	.363
		Wilks-Lambda	.637	23,825 ^a	12,000	501,000	.000	.363
		Hotelling-Spur	.571	23,825 ^a	12,000	501,000	.000	.363
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.571	23,825 ^a	12,000	501,000	.000	.363
	KATEGORIE* PLATZ	Pillai-Spur	.565	26,495 ^a	24,000	489,000	.000	.565
		Wilks-Lambda	.435	26,495 ^a	24,000	489,000	.000	.565
		Hotelling-Spur	1,300	26,495 ^a	24,000	489,000	.000	.565
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	1,300	26,495 ^a	24,000	489,000	.000	.565

a. Exakte Statistik

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Vergleiche auf univariater Ebene in Tabelle 59, Tabelle 60, Abbildung 61 dargestellt. Berechnet wurde die Effektgröße (Cohens f) nach $f = \sqrt{\frac{\eta^2}{1-\eta^2}}$. Die Power liegt bei >.90. Für die Variable "Herausnehmen" zeigt sich kein Interaktionseffekt. Die graphische Darstellung dieser Ergebnisse sind Abbildung 31 zu entnehmen.

Tabelle 59: Ergebnisse der univariaten Vergleiche für den Haupteffekt "Kategorie" für "Erziehungseinstellungen"

Quelle der Varianz: Kategorie	F-Wert	df	p-Wert	Eta-Quadrat	Cohens f
Schimpfen	146,2	2	.000	.220	.53
Ohrfeigen	71,6	2	.000	.123	.37
Böse anblicken	128,1	2	.000	.200	.50
Erklären	195,8	2	.000	.277	.61
Herausnehmen	119,3	2	.000	.189	.47
Nicht beachten	113,2	2	.000	.181	.46

Tabelle 60: Ergebnisse der univariaten Vergleiche für den Haupteffekt "Platz" für "Erziehungseinstellungen"

Quelle der Varianz: Kategorie*Platz	F-Wert	df	p-Wert	Eta-Quadrat	Cohens f
Schimpfen	45,6	2	.000	.082	.29
Ohrfeigen	4,2	2	.017	.008	.09
Böse anblicken	79,2	2	.000	.134	.39
Erklären	8,2	2	.000	.016	.12
Herausnehmen	43,5	2	.000	.078	.29
Nicht beachten	58,2	2	.000	.102	.33

Tabelle 61: Ergebnisse der univariaten Vergleiche für den Interaktionseffekt für "Erziehungseinstellungen"

Quelle der Varianz: Kategorie	F-Wert	df	p-Wert	Eta-Quadrat	Cohens f
Schimpfen	78,5	2	.000	.133	.39
Ohrfeigen	11,7	2	.000	.022	.11
Böse anblicken	39,5	2	.000	.072	.27
Erklären	51,2	2	.000	.091	.31
Herausnehmen	0,98	2	.415	.002	.04
Nicht beachten	11,7	2	.000	.074	.28

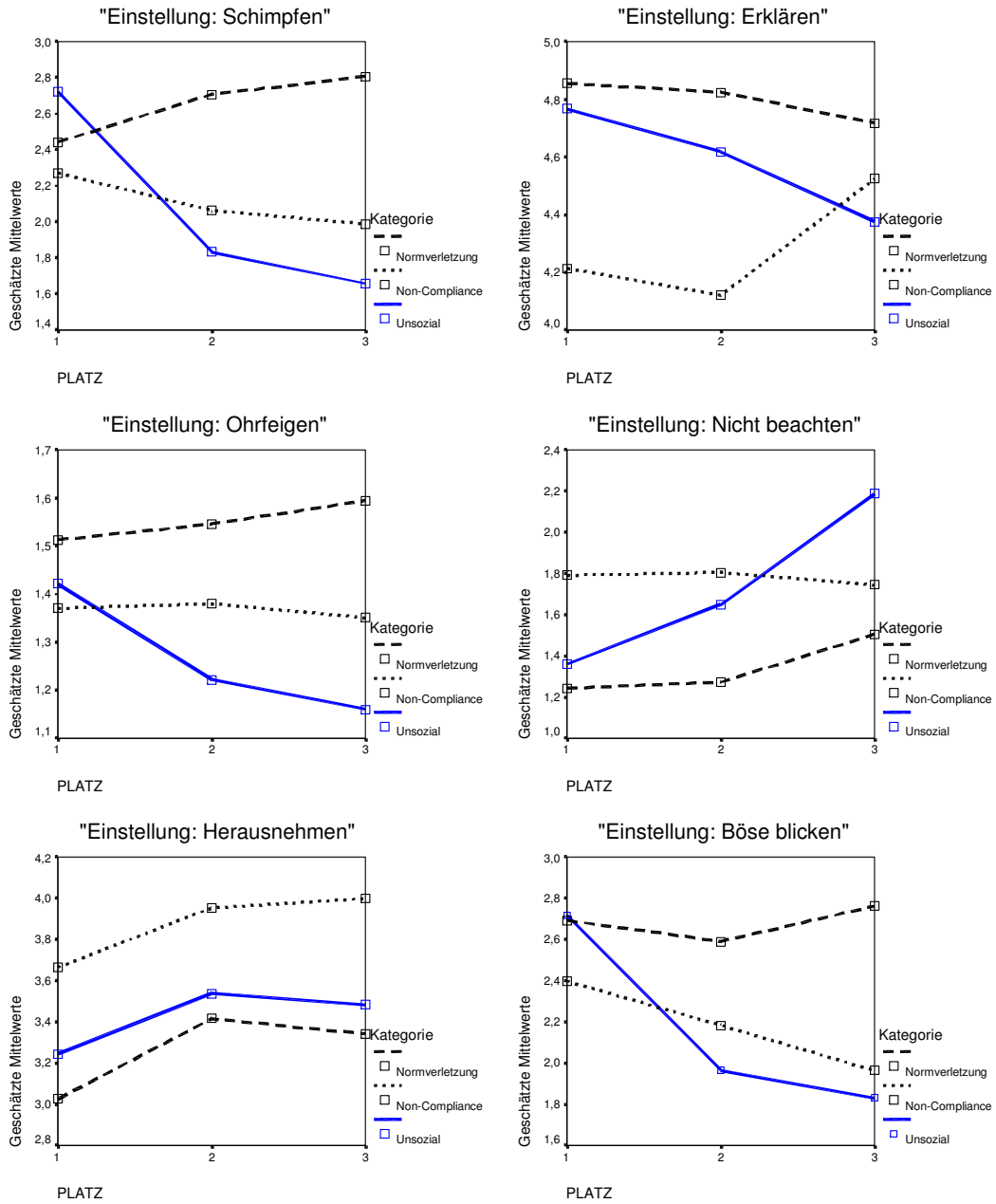


Abbildung 31: Ergebnis der ANOVAS für "Erziehungseinstellungen" (Skala 0-5)

Für das "Erziehungsverhalten" wurden die gleichen Prozeduren durchgeführt. Die Ergebnisse sollen aus Redundanzgründen nur in Kürze dargestellt werden. Das Datenschema entspricht dem oben genannten. Der Mauchly-Test auf Sphärizität ist signifikant.

Tabelle 62 zeigt das Ergebnis der multivariaten Analyse. Alle Effekte sind signifikant, der Haupteffekt "Kategorie" ergibt eine Varianzaufklärung von $\eta^2 = .528$. Ein η^2 von $.336$ ergibt sich für den Haupteffekt "Platz", für die Interaktion errechnet sich ein $\eta^2 = .40$. Die Power liegt für alle Parameter über $.99$, womit die Parameter als abgesichert gelten können. Auch die Berechnungen für die univariaten Vergleiche liegen hinsichtlich der Power bei fast 100% , die einzelnen Effektstärken im mittleren bis oberen Bereich.

Tabelle 62: Ergebnis der MANOVA für "Erziehungsverhalten"

Effekt			Wert	F	Hypothese df	Fehler df	p-Wert	Eta- Quadrat
Zwischen den Subjekten	Konstanter Term	Pillai-Spur	.991	9843,605	6,000	523,000	.000	.991
		Wilks-Lambda	.009	9843,605	6,000	523,000	.000	.991
		Hotelling-Spur	112,929	9843,605	6,000	523,000	.000	.991
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	112,929	9843,605	6,000	523,000	.000	.991
Innerhalb der Subjekte	KATEGORIE	Pillai-Spur	.528	48,226	12,000	517,000	.000	.528
		Wilks-Lambda	.472	48,226	12,000	517,000	.000	.528
		Hotelling-Spur	1,119	48,226	12,000	517,000	.000	.528
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	1,119	48,226	12,000	517,000	.000	.528
	PLATZ	Pillai-Spur	.336	21,844	12,000	517,000	.000	.336
		Wilks-Lambda	.664	21,844	12,000	517,000	.000	.336
		Hotelling-Spur	.507	21,844	12,000	517,000	.000	.336
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.507	21,844	12,000	517,000	.000	.336
	KATEGORIE * PLATZ	Pillai-Spur	.402	14,124	24,000	505,000	.000	.402
		Wilks-Lambda	.598	14,124	24,000	505,000	.000	.402
		Hotelling-Spur	.671	14,124	24,000	505,000	.000	.402
		Größte charakteristische Wurzel nach Roy	.671	14,124	24,000	505,000	.000	.402

a. Unter Verwendung von Alpha = $.05$ berechnet

Abbildung 32 zeigt anhand der Graphiken die Ergebnisse der ANOVAS für "Erziehungsverhalten". Auch hier ergibt sich für die Variable "Herausnehmen" kein Interaktionseffekt.

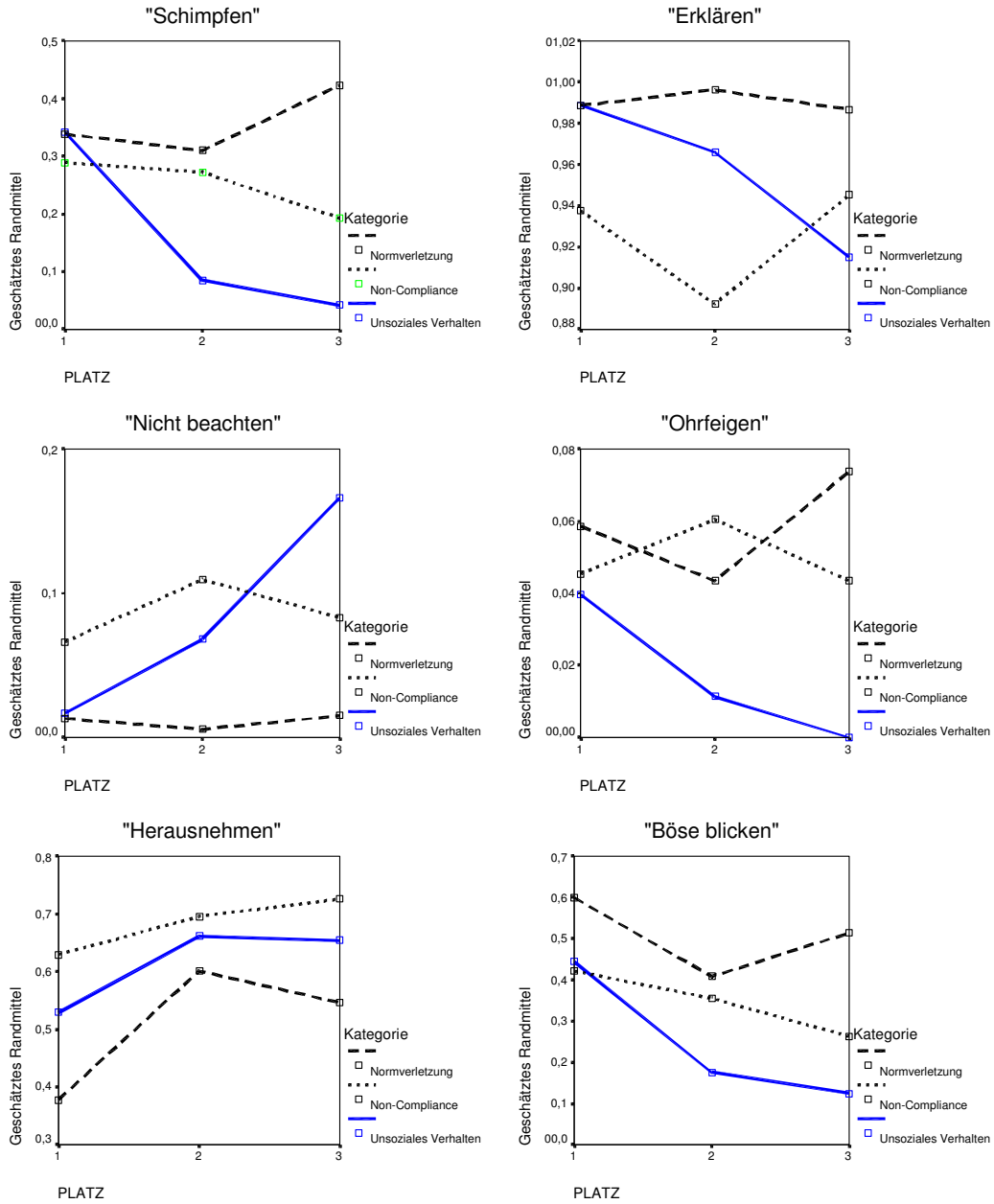


Abbildung 32: Ergebnis der ANOVAS für "Erziehungsverhalten" (Skala 0-1)

Anmerkung: Die Variable "Fremdbeurteilung", die die partnerbezogene Beurteilung im Erziehungsverhalten betrifft (vgl. Kap. 3.1.1.2) wurde in der vorliegenden Studie nicht ausgewertet. Die Korrelationen zwischen dem

persönlichen und partnerbezogenen Erziehungsverhalten sind sehr hoch, so dass sich hinsichtlich der Gesamt-Fragestellung keine neuen Erkenntnisse ergeben.

Zusammenfassung:

Sowohl für die "Erziehungseinstellungen" als auch das "Erziehungsverhalten" kann die Hypothese als bestätigt gelten, dass die Kategorien des Fehlverhaltens sich signifikant voneinander unterscheiden. Diese inhaltlichen Kategorien klären mehr Varianz auf als die Variation der Platzzuordnung, so dass für weitere Berechnungen die Mittelwerte jeder Variable für die Kategorie berechnet werden.

3.2.3.4 Die Skala "Wie finden Sie Ihr Kind zur Zeit?"

Diese Skala - die als Routineinstrument in der MAS-Studie eingesetzt wird - soll genutzt werden, um ein Maß für das Kindverhalten aus Sicht der Eltern zu bilden. Wie bereits in Kap. 3.2.2.3 ausgeführt, handelt es sich um eine Skala mit zwölf Items (die aus einem, zwei oder drei Adjektiven bestehen), die auf einer fünfstufigen Likert-Skala (Stimmt genau bis stimmt nicht) beantwortet werden.

Es wurde eine exploratorische Faktorenanalyse gerechnet. Für drei Faktoren zeigen sich Eigenwerte >1 , die kumuliert eine Varianz von 58,4% aufklären (Kaiser-Guttman-Kriterium; Guttman, 1954). Als weiteres Kriterium wurde der Scree-Test herangezogen, der einen Knick nach diesen drei Faktoren aufweist (Abbildung 33). Tabelle 63 zeigt die Ladungen (nach Varimax-Rotation) und Kommunalitäten für die Drei-Faktorenlösung. Die Faktoren klären einen fast gleich hohen Anteil an Varianz auf, dabei entfallen auf den ersten Faktor 21,2%, den zweiten 20% und auf Faktor drei 17,2%.

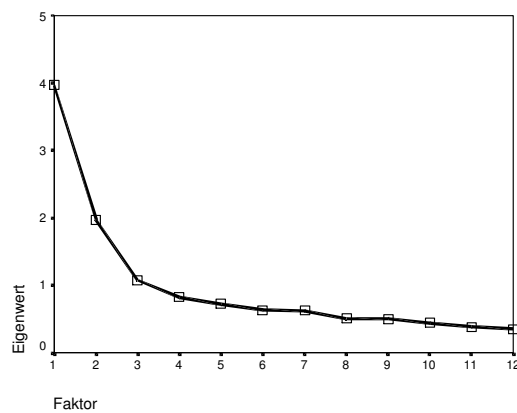


Abbildung 33: Eigenwertverlauf der Skala "Wie finden Sie Ihr Kind zur Zeit"

Inhaltlich lässt sich der erste Faktor mit vier Items als die Umschreibung eines als negativ und belastend empfundenen kindlichen Verhalten beschreiben. Die Adjektive "trotzig", "fordernd", "anstrengend" und "aggressiv" könnten aus der klinisch-psychopathologischen Perspektive Hinweise auf eine externalisierende Störung geben. Um dies genauer zu überprüfen, müssten andere Daten mit einbezogen werden, die hier jedoch nicht vorhanden sind. Die Skala ist als Ausdruck eines "schwierigen Kindes" i. S. des im Theorieteil beschriebenen "difficult child" zu werten und wird im Weiteren "Schwieriges Kind" genannt.

Der zweite Faktor umfasst positive Zuschreibungen (ausdauernd, nicht unruhig, ausgeglichen, glücklich), die ein ruhiges und unauffälliges Verhalten des Kindes beschreiben, im Folgenden mit "Unauffälliges Kind" benannt. Drei Items (verschlossen, ängstlich, nicht lebhaft) bilden den dritten Faktor, der die Beschreibung depressiv-ängstlichen Verhaltens widerspiegelt, das i. S. von Achenbach (1992) auch für eine internalisierende Störung stehen könnte. Allerdings ist die faktorielle Validität durch die geringe Itemanzahl und die mehrfachen Adjektive pro Item erheblich eingeschränkt, so dass dieser Faktor nicht in die weitere Auswertung mit einbezogen wird.

Tabelle 63: Faktorenstruktur der Drei-Faktorenlösung zum "Kind zur Zeit"

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	h ²
Trotzig	.78	-.17	-.00	.64
Fordernd	.74	.02	-.01	.56
Anstrengend	.72	-.28	.01	.62
Aggressiv	.62	-.36	.15	.53
Ausdauernd	.02	.80	.02	.56
Unruhig	.35	-.66	.02	.56
Ausgeglichen	-.40	.63	-.29	.64
Glücklich	-.16	.57	-.44	.55
Selbständig	.02	.57	-.38	.47
Verschlossen	.15	.02	.80	.66
Ängstlich	.16	-.16	.72	.57
Lebhaft	.30	.12	-.67	.56
Eigenwerte	3,96	1,97	1,07	

Die gefundenen Skalen sollen hinsichtlich ihrer interen Konsistenz überprüft werden. Tabelle 64 zeigt die Reliabilitätskoeffizienten nach Cronbach's Alpha. Skala drei erweist sich als ungeeignet für weitere Auswertungen. Die übrigen beiden Skalen weisen noch zufriedenstellende Koeffizienten auf.

Tabelle 64: Reliabilitätskoeffizienten (Cronbach's Alpha) der Skala "Kind zur Zeit"

Kind zur Zeit (N=627)	Schwieriges Kind	Unauffälliges Kind	Ängstliches Kind
α	.75	.74	.43

Abbildung 34 und Abbildung 35 zeigen die Verteilung der Werte mit Normalverteilungskurve. Für beide Skalen ergibt sich eine unimodale Verteilung. Die erste Verteilung der Skala "Schwierig" umfasst einen range von 4 bis 20, die Normalverteilung kann als gegeben angesehen werden.

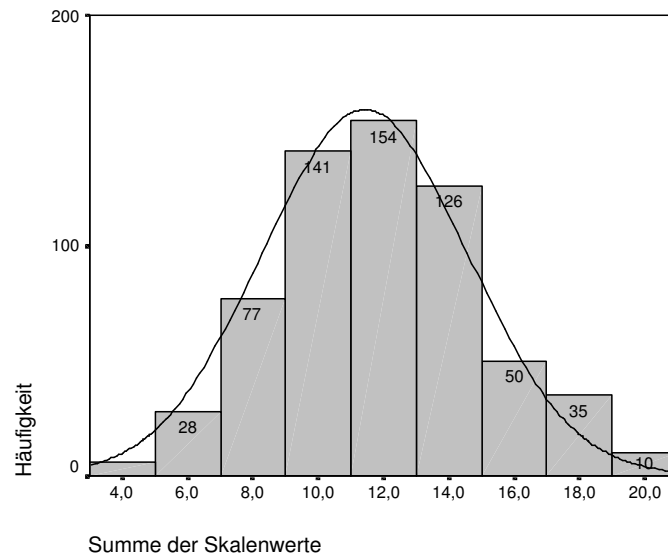


Abbildung 34: Verteilung der Skalenwerte der Skala "Schwieriges Kind"

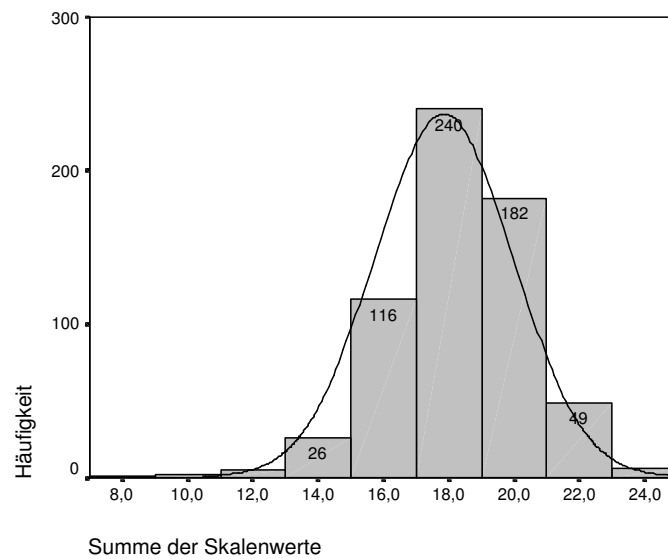


Abbildung 35: Verteilung der Skalenwerte der Skala "Unauffälliges Kind"

In der Skala "Unauffällig" ergibt sich eine rechtsschiefe Verteilung mit Abweichung von der Normalverteilung, was inhaltlich zu erwarten war, da doch der überwiegende Teil der Eltern ihr Kind als - im Verhalten - unauffällig empfinden wird.