



Tabelle 1: Verfahren zur Erfassung des perzipierten Erziehungsstils

Test of personality adjustment (C. R. Rogers, 1931)	Parent evaluation scales (J. B. Cooper & M. A. Blair, 1959)
Adjustment inventory (H. M. Bell, 1934)	Maternal child-rearing practices (A. B. Heilbrunn, 1960)
Child's report (R. S. Hayward, 1935)	Child-rearing attitudes (N. Garmzy, A. R. Clarke & C. Stockner, 1961)
Affection-aversion-scale (R. Stagner & H. Drought, 1935)	Parent behavior questionnaire (U. Bronfenbrenner, 1961)
Intra-family relationships (T. R. Myers, 1935)	Parent-child relations questionnaire (A. Roe & M. Siegelman, 1963)
Prohibitions (D. W. Mackinnon, 1938)	Children's reports of parental behavior (E. S. Schaefer, 1965)
California test of personality (L. P. Thorpe, W. W. Clark & E. W. Tiegs, 1939)	Parental punitiveness toward aggression (R. Epstein & S. S. Komorita, 1965)
Aspects of parental behavior (J. P. Anderson, 1940)	Parent evaluation scales – short form (J. B. Cooper, 1966)
Parent-adolescent adjustment (L. H. Stott, 1941)	Fragebogen zum Elternverhalten (B. Minsel & B. Fittkau, 1971)
Affectional family relationships (A. W. Brown, J. Morrison & G. B. Couch, 1947)	Marburger Skalen zur Erfassung des elterlichen Erziehungsstils (K. H. Stapf et al., 1972)
Rating child-parent relationships (C. E. Swanson, 1950)	Erlebter Erziehungsstil (E. Littmann, 1973)
Homelessnessmeasurement (G. Elias, 1952)	Perzipierte elterliche Erziehungsstile (E. H. Bottenberg et al., 1973)
Intra-family attitudes (W. Itkin, 1952)	Perzipierte mütterliche Erziehungseinstellungen (K. A. Schneewind et al., 1974)
Perceived parent attitudes (D. P. Ausubel, E. E. Balthazar, I. Rosenthal, L. S. Blackman, S. H. Schpooont & J. Welkowitz, 1954)	
Minnesota counseling inventory (K. F. Berdie & W. L. Layton, 1957)	
Parental authority-love statements test (W. C. Williams, 1958)	

Die Ergebnisse der genannten Arbeitsgruppe über die Auswirkungen elterlicher Strenge und elterlicher Unterstützung bauen zum Großteil auf den sog. „Marburger Skalen zur Erfassung des elterlichen Erziehungsstils“ auf, einem Forschungsinstrument, das (1) den Kriterien der klassischen Testtheorie optimal entspricht (Herrmann et al., 1971, p. 123; Stapf et al., 1972, p. 100), (2) das die Forderungen des Raschschen Meßmodells erfüllt (a. a. O., p. 90 ff.), (3) das auf der Itemebene faktoranalysiert wurde und auch hier üblichen Standards nach Ladungsreinheit und Interpretationseindeutigkeit der Faktoren genügt (a. a. O., p. 108) und (4) für dessen Brauchbarkeit die Vielzahl der positiv ausgefallenen Prüfungen von Vorhersagen spricht (a. a. O., p. 116 ff.). Es spräche ebenfalls für die Güte dieses Verfahrens, wenn sich einige Ergebnisse bei anderen Stichproben replizieren ließen. Hier soll nun der Versuch unternommen werden, die Stabilität der Resultate hinsichtlich verschiedener interner Kriterien zu überprüfen.

2. Stichprobe, Erhebung und Auswertung

Im Rahmen einer übergreifenden Fragestellung (Tischler, 1974) wurden von 423 Kindern die Marburger Skalen beantwortet. Die Reihenfolge der Fragen entsprach der bei Stapf et al.

(1972, p. 173 ff.) angegebenen. Die Untersuchung selbst fand in Österreich (Salzburg) statt. Es wurden jeweils ganze Schulklassen untersucht. Dabei waren folgende Schultypen und -klassen vertreten: Gymnasium 2 erste und 2 zweite Klassen (141 Vpn); Hauptschule (erster Klassenzug) 3 erste und 3 zweite Klassen (216 Vpn); Hauptschule (zweiter Klassenzug) 1 erste und 1 zweite Klasse (66 Vpn).

In der Stichprobe befanden sich 206 Jungen und 217 Mädchen. Das Alter der Kinder reichte von 10,5 Jahren bis 14,6 Jahren. Der Durchschnitt betrug 142,5 Monate (mit einer Streuung von 8,38 Monaten). Die Verteilung der Kinder (z. T. auch bedingt durch die Auswahl der Schultypen) nach den Berufen der Väter und Mütter zeigte, daß ein breites Spektrum soziologischer Schichtungen in der Stichprobe vertreten war.

Die folgenden Auswertungen (Väter und Mütter werden nach Strenge und Unterstützung beurteilt) wurden jeweils für die gesamte Stichprobe und dann getrennt nach Mädchen und Buben vorgenommen. In die Auswertungen wurden jeweils Kinder eingeschlossen, welche vollständige Daten lieferten. Da für die geplante nochmalige Raschanalyse die Daten in binärer Form vorliegen mußten, wurden der Berechnung der verschiedenen teststatistischen Kriterien einmal die ursprüngliche fünfstufige Itembeantwortung zugrunde gelegt und dann die dichotomisierten Antworten, wie sie auch von Stapf et al. (1972, p. 95) verwendet wurden.

3. Ergebnisse

3.1. Kriterien der klassischen Testtheorie

Für die Auswertungsmöglichkeiten nach den beiden Unterstichproben und der Gesamtstichprobe wurden Trennschärfekoeffizienten (part-whole korrigiert) und Schwierigkeitsindizes berechnet<sup>1)</sup> (Tab. 2).

Tabelle 2: Schwierigkeitsindizes und Trennschärfekoeffizienten der Marburger Skalen

	Item-Nr.	Gesamtgruppe		Knaben		Mädchen	
		Pi	rit	Pi	rit	Pi	rit
MU	1	.50	.32	.50	.39	.48	.28
	2	.73	.45	.72	.46	.73	.45
	3	.75	.58	.71	.54	.79	.60
	4	.49	.46	.43	.32	.54	.56
	5	.71	.50	.66	.46	.75	.52
	6	.58	.52	.55	.50	.61	.53
	7	.68	.45	.64	.41	.71	.47
	8	.55	.44	.57	.41	.53	.51
	9	.78	.45	.75	.46	.81	.43
	10	.47	.18	.42	.20	.52	.14
	11	.70	.46	.68	.50	.71	.43
	12	.64	.45	.60	.41	.68	.46
	13	.79	.46	.75	.48	.84	.41
	14	.55	.32	.55	.26	.55	.38
	15	.60	.37	.56	.33	.64	.38
MS	16	.50	.43	.50	.43	.50	.45
	17	.13	.48	.15	.50	.11	.44
	18	.32	.55	.35	.59	.30	.50
	19	.19	.44	.24	.41	.14	.42
	20	.21	.44	.25	.43	.18	.42

<sup>1)</sup> Die Berechnungen wurden am RZ der Universität Konstanz mit dem Programm LA5-BC, das Herr B. Cloetta (Zentrum I für Bildungsforschung) zur Verfügung stellte, vorgenommen.

	Item-Nr.	Gesamtgruppe		Knaben		Mädchen	
		p <sub>i</sub>	r <sub>it</sub>	p <sub>i</sub>	r <sub>it</sub>	p <sub>i</sub>	r <sub>it</sub>
MS	21	.28	.37	.33	.36	.24	.34
	22	.18	.39	.20	.43	.17	.33
	23	.14	.46	.19	.46	.10	.41
	24	.43	.45	.48	.54	.39	.32
	25	.28	.46	.35	.44	.25	.48
	26	.15	.59	.18	.58	.12	.58
	27	.25	.39	.33	.33	.18	.40
	28	.19	.38	.23	.40	.17	.34
	29	.16	.51	.19	.55	.13	.44
	30	.22	.58	.29	.58	.17	.55
VU	31	.60	.42	.61	.30	.59	.52
	32	.58	.67	.59	.68	.57	.67
	33	.71	.55	.75	.57	.72	.53
	34	.40	.54	.41	.57	.39	.51
	35	.62	.52	.60	.51	.65	.53
	36	.63	.64	.63	.67	.63	.62
	37	.66	.67	.63	.69	.68	.65
	38	.60	.54	.59	.49	.61	.59
	39	.66	.52	.64	.54	.68	.50
	40	.69	.52	.68	.58	.70	.46
VS	41	.51	.41	.51	.42	.51	.41
	42	.69	.58	.66	.61	.72	.55
	43	.69	.61	.65	.61	.72	.60
	44	.51	.49	.52	.44	.49	.55
	45	.55	.50	.54	.50	.56	.49
	46	.18	.48	.23	.40	.14	.55
	47	.31	.57	.45	.57	.27	.56
	48	.23	.60	.31	.62	.16	.54
	49	.19	.56	.23	.57	.16	.52
	50	.58	.48	.61	.51	.55	.44
51	.43	.56	.48	.53	.38	.55	
52	.14	.50	.18	.45	.18	.53	
53	.53	.47	.55	.48	.51	.47	
54	.47	.57	.50	.59	.44	.55	
55	.44	.51	.50	.51	.38	.48	
56	.20	.65	.25	.66	.15	.60	
57	.24	.44	.28	.47	.21	.38	
58	.16	.68	.25	.67	.12	.65	
59	.43	.60	.22	.62	.40	.57	
60	.06	.45	.08	.40	.04	.50	

Ebenso wurden Mittelwerte, Streuungen, Konsistenzschätzungen nach Cronbach und mittlere Trennschärfekoeffizienten berechnet (Tab. 3).

Der Vergleich mit den von Stapf et al. (1972, p. 100) mitgeteilten Werten zeigt, daß die Trennschärfekoeffizienten nicht wesentlich geringer ausgefallen sind. Dies gilt auch für die Kennzahlen, die an der Stichprobe der Mädchen erhalten wurden. Ebenso stellte sich heraus, daß Mittelwerte, Streuungen und Konsistenzschätzungen der Skalen für die Buben den von Stapf et al. (1972, p. 101) berichteten Werten völlig entsprechen. Neu konnten diese Werte für die Stichprobe der

Tabelle 3: Mittelwerte ( $\bar{x}$ ), Streuungen (s), Interne Konsistenz nach Cronbach ( $r_{tt}$ ) und mittlere Trennschärfekoeffizienten ( $\bar{r}_{it}$ ) der vier Beurteilungsmodi

			MU	MS	VU	VS
Gesamtgruppe	5-Punkte-Antwortskala	$\bar{x}$	52,93	29,53	51,33	33,30
		s	9,95	9,58	12,11	10,36
		$r_{tt}$	.81	.83	.88	.88
		$\bar{r}_{it}$	.43	.46	.54	.54
Dichotomisierte Antwortskala	$\bar{x}$	8,49	4,37	7,75	5,18	
	s	3,29	3,18	4,30	3,61	
	$r_{tt}$	.74	.78	.86	.84	
	$\bar{r}_{it}$	.34	.38	.51	.47	
Knaben	5-Punkte-Antwortskala	$\bar{x}$	51,32	31,76	50,82	35,78
		s	9,93	10,06	12,00	10,99
		$r_{tt}$	.80	.84	.88	.88
		$\bar{r}_{it}$	.41	.47	.55	.54
Dichotomisierte Antwortskala	$\bar{x}$	8,01	4,95	7,67	6,06	
	s	3,24	3,39	4,20	3,74	
	$r_{tt}$	.72	.79	.85	.85	
	$\bar{r}_{it}$	.32	.39	.48	.48	
Mädchen	5-Punkte-Antwortskala	$\bar{x}$	54,45	27,43	51,81	30,97
		s	10,01	8,60	12,19	9,67
		$r_{tt}$	.82	.81	.88	.87
		$\bar{r}_{it}$	.44	.43	.55	.53
Dichotomisierte Antwortskala	$\bar{x}$	8,95	3,81	7,84	4,35	
	s	3,28	2,85	4,40	3,21	
	$r_{tt}$	.75	.74	.88	.82	
	$\bar{r}_{it}$	.35	.35	.53	.44	

Mädchen berechnet werden. Der Vergleich von Buben und Mädchen zeigt allerdings auch, daß Mädchen ihre Mütter als unterstützender erleben als Buben ( $t = 3,23$ ;  $p < 0,01$ ) bzw. Mütter ( $t = 4,77$ ;  $p < 0,001$ ) als auch Väter ( $t = 4,91$ ;  $p < 0,001$ ) als weniger streng sehen. Nur bei der Unterstützungsskala für Väter erreichten die Mittelwertsunterschiede nicht die Grenze der statistischen Signifikanz ( $t = -0,84$ ;  $p < 0,50$ ), weisen aber tendenziell darauf hin, daß auch hier die Väter von Töchtern als unterstützender erlebt werden als von Buben.

Die Marburger Skalen sind nur als Forschungsinstrument konzipiert. Die Gruppenunterschiede zwischen Buben und Mädchen weisen aber die Notwendigkeit auf, bei einer individualdiagnostischen Verwendung des Verfahrens getrennte Eichungen vorzunehmen.

### 3.2. Faktorisierung der Items

Für die Items zur Schilderung der Mütter und der Väter wurden getrennte Faktorenanalysen (FAs) durchgeführt.<sup>2)</sup> Die Varianzaufklärung der Mütter-Items

<sup>2)</sup> Die Berechnungen erfolgten mit dem Programm PRINAX des RZ der Universität Freiburg; für die Fischer-Roppert-Transformation wurde das Programm FAST verwendet.

durch eine Zweifaktorenlösung bleibt mit 26,8 % für die Mädchen und 28,2 % für die Buben sehr gering (Tab. 4). Bei der Stichprobe der Mädchen entspricht

Tabelle 4: *Varimaxrotierte Faktorenladungen der Mütter-Items für Mädchen (1), Buben (2) und die Ladungsmatrix für Buben (3) nach der Fischer-Roppert-Transformation*

Item	Mädchen (1)			Buben (2)			Buben (3)	
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1	.30	-.15	.11	.35	.38	.27	.40	-.33
2	.52	-.11	.28	.22	.49	.28	.50	-.20
3	.69	-.17	.51	.23	.62	.44	.63	-.20
4	.66	-.03	.44	-.19	.42	.21	.41	.20
5	.60	-.09	.37	-.08	.54	.30	.53	.11
6	.60	-.08	.37	.08	.57	.33	.57	-.06
7	.53	.03	.29	-.06	.50	.25	.49	.08
8	.56	-.02	.31	-.06	.48	.24	.48	.08
9	.48	-.13	.25	.25	.52	.33	.53	-.23
10	.03	-.36	.13	.30	.24	.15	.25	-.29
11	.51	-.02	.26	.09	.59	.36	.59	-.06
12	.55	-.03	.30	-.03	.50	.26	.50	.06
13	.46	-.12	.22	-.05	.57	.33	.57	.07
14	.41	-.06	.17	-.09	.35	.13	.35	.10
15	.38	-.07	.15	.03	.41	.17	.41	-.02
16	-.09	.53	.29	-.47	-.18	.26	-.20	.46
17	-.11	.50	.27	-.56	.04	.32	.02	.56
18	-.11	.57	.34	-.64	.09	.42	.06	.65
19	-.06	.47	.22	-.44	-.02	.20	-.04	.44
20	-.07	.47	.22	-.51	-.01	.26	-.04	.51
21	.12	.44	.21	-.42	.22	.23	.20	.43
22	-.16	.39	.18	-.50	.12	.26	.10	.50
23	-.18	.43	.22	-.54	-.12	.30	-.14	.53
24	.02	.38	.14	-.59	.10	.36	.07	.59
25	.04	.56	.31	-.51	-.08	.27	-.10	.51
26	-.16	.66	.46	-.64	-.02	.41	-.05	.64
27	-.21	.41	.21	-.37	-.12	.15	-.14	.36
28	-.07	.37	.14	-.44	-.12	.21	-.14	.43
29	-.08	.52	.27	-.61	.02	.37	-.01	.61
30	-.11	.63	.41	-.60	.10	.42	.07	.64
% Ges.								
Var.	13,73	13,07	26,80	15,67	12,51	28,18		
% Ges.								
Kom.	51,24	48,77	100,01	55,62	44,38	100,00		

allerdings nur ein einziges Item (Nr. 10 der Unterstützungsskala) nach der Ladungshöhe nicht der Erwartung. Da die Ladung bei der Bubenstichprobe aber in die vermutete Richtung weist, kann dieses Ergebnis als zufällige Abweichung angesehen werden. Die Faktorenlösungen der beiden Unterstichproben stimmten nach der Rotation nach dem Varimaxkriterium nicht optimal überein; daher wurde mittels Fischer-Roppert-Transformation die Ladungsmatrix der Buben auf

die der Mädchen rotiert. Die Ähnlichkeitskoeffizienten von .95 für den ersten und .96 für den zweiten Faktor zeigen, daß mit dieser Transformation eine maximale Übereinstimmung erzielt werden konnte. Auch die bei Stapf et al. (1972, p. 108) mitgeteilte Ladungsmatrix wurde zum Vergleich herangezogen. Führt man mit ihr die genannten Transformationen durch, so ergeben sich für die korrespondierenden Faktoren Ähnlichkeitskoeffizienten von je .96. Damit kann als erwiesen gelten, daß die Daten der untersuchten Stichprobe dieselbe „Struktur“ im Sinne der FA aufweisen wie diejenigen der ursprünglichen Konstruktionsstichprobe.

Tabelle 5: *Varimaxrotierte Faktorenladungen der Väter-Items für Mädchen (1), Buben (2) und die Ladungsmatrix für Buben (3) nach der Fischer-Roppert-Transformation*

Item	Mädchen (1)			Buben (2)			Buben (3)	
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub> <sup>a</sup>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>
1	.69	.03	.48	.47	-.10	.23	.47	.10
2	.78	-.01	.61	.75	-.02	.57	.75	.02
3	.73	.15	.55	.71	-.05	.50	.71	.05
4	.62	.01	.38	.65	-.03	.43	.65	.04
5	.69	.08	.49	.64	-.06	.42	.64	.06
6	.76	-.04	.58	.78	.11	.62	.78	-.10
7	.81	.05	.65	.79	-.01	.62	.79	.01
8	.75	.07	.57	.62	-.51	.41	.62	.16
9	.70	.04	.49	.68	-.02	.46	.68	.02
10	.68	.21	.50	.71	-.07	.51	.71	.08
11	.61	.06	.38	.57	.03	.33	.57	-.02
12	.75	.19	.59	.74	-.08	.55	.74	.09
13	.79	.13	.63	.74	-.08	.55	.74	.09
14	.69	-.05	.48	.58	-.16	.36	.58	.16
15	.67	.06	.46	.64	-.08	.41	.64	.08
16	-.01	.64	.41	.14	-.48	.25	.13	.48
17	-.03	.63	.40	.08	-.65	.42	.07	.65
18	.03	.63	.40	.06	-.69	.48	.05	.69
19	.02	.62	.39	.01	-.66	.44	.00	.66
20	.21	.64	.45	.13	-.65	.44	.13	.65
21	.02	.69	.47	.03	-.67	.45	.03	.67
22	.08	.62	.39	.13	-.52	.29	.12	.52
23	.27	.63	.47	.36	-.59	.48	.36	.60
24	.17	.68	.49	.12	-.70	.50	.12	.70
25	.16	.60	.39	.18	-.62	.42	.18	.63
26	-.01	.73	.53	-.12	-.75	.58	-.13	.75
27	-.08	.48	.24	-.05	-.57	.33	-.06	.57
28	-.02	.76	.58	-.09	-.77	.60	-.09	.77
29	.05	.68	.46	.10	-.72	.53	.10	.72
30	.19	.65	.46	-.12	-.51	.28	-.13	.51
% Ges.								
Var.	26,39	21,45	47,84	23,81	20,98	44,79		
% Ges.								
Kom.	55,17	44,83	100,00	53,17	46,83	100,00		

<sup>a</sup> Dieser Faktor wurde reflektiert, um die Interpretation im Sinne des Zweikomponenten-Modells elterlicher Bekräftigung zu erleichtern.

Bei der FA der Väter-Items wurde gleichermaßen vorgegangen: Ausgehend von varimaxrotierten Faktorenlösungen der beiden Stichproben (Tab. 5), wurden die beiden Lösungen wieder maximal zur Deckung gebracht. Die Ähnlichkeitskoeffizienten zwischen den Lösungen beider Stichproben sind mit .98 für den ersten und .99 für den zweiten Faktor optimal. Die Übereinstimmung mit der von Stapf et al. (1972, p. 108) mitgeteilten Faktorenlösung beträgt nach der Fischer-Roppert-Transformation .95 bzw. .96. Im Unterschied zu der Analyse der Mütter-Items wird durch diese FA ein größerer Anteil der Itemvarianz mittels einer Zweifaktorenlösung erklärt, nämlich 47,8 % bei den Mädchen und 44,8 % bei den Buben.

Die Interkorrelationen zwischen den Marburger Skalen (Tab. 6) fallen mit nur wenigen Ausnahmen statistisch signifikant aus. Die Größe der Korrelationskoeffizienten zwischen den jeweiligen Strenge- und Unterstützungsskalen ist

Tabelle 6: Interkorrelationen der Marburger Skalen

	Gesamtgruppe				Knaben (obere rechte Hälfte) Mädchen (untere linke Hälfte)			
	MU	MS	VU	VS	MU	MS	VU	VS
MU	—	-.23**	.57**	-.16**	—	-.14**	.60**	-.03
MS		—	-.08	.58**	-.27**	—	-.01	.59**
VU			—	-.28**	.54**	-.14*	—	-.18**
VS				—	-.22**	.53**	-.38**	—

\*  $p < .05$

\*\*  $p < .01$

allerdings sehr gering, so daß von den Skalen behauptet werden kann, daß die Werte auf der einen für die Vorhersage auf der anderen kaum einen Beitrag leisten. Auffallend hoch sind allerdings die Korrelationen zwischen den jeweils gleichen Aspekten väterlichen und mütterlichen Erziehungsverhaltens. Wenn Kinder ihre Mutter als unterstützend erleben, so wird auch der Vater relativ zur gesamten Stichprobe ebenfalls als unterstützend erlebt; dasselbe gilt für die Strengekalen. Interessant ist dieses Ergebnis, das im übrigen auch mit den von Stapf et al. (1972, p. 109) für eine ähnliche Altersgruppe berichteten Werten völlig übereinstimmt, weil es als Indiz gegen eine durch verschiedene Rollenverteilung bedingte gegenläufige Einstellungs- und Verhaltensdifferenzierung der Eltern angesehen werden kann.

Setzt man die FA als hypothesentestende Methode ein, so kann aus den Ergebnissen geschlossen werden, daß das Zweikomponenten-Modell elterlicher Bekräftigung als Beschreibungsmittel bestätigt werden konnte. Die Wahrnehmung von Eltern ist zum Teil determiniert durch die von Kindern verwendeten Beurteilungskriterien „elterliche Unterstützung“ und „elterliche Strenge“. Nach der Ladungsreinheit und der Stabilität der Ladungen über verschiedene Stichproben hinweg muß ebenso geschlossen werden, daß dieses Fragebogenverfahren dem Modell der FA besser entspricht als etwa Persönlichkeitstests, die explizit mittels

der FA konstruiert wurden (Bartussek et al., 1972). Allerdings weist die geringe bis mittlere Varianzaufklärung durch die beiden Faktoren auch darauf hin, daß mit diesen beiden Faktoren keine vollständige Beschreibung der Wahrnehmung von Eltern durch Kinder gegeben wird. Geht man nämlich aufgrund der Reliabilitätsschätzungen (von .80 bis .88) davon aus, daß die systematische Varianz der Skalen ungefähr 64 bis 77 % ausmacht, so ist daraus zu schließen, daß es neben den beiden allgemeinen Wahrnehmungsdeterminanten von Eltern noch eine Reihe von situationsspezifischen (d. h. hier itemspezifischen) Wahrnehmungs- und Reaktionsdeterminanten gibt, die mindestens denselben, wenn nicht einen noch größeren Beitrag zur Erklärung der Variabilität in der Wahrnehmung des Elternverhaltens leisten.

### 3.3. Überprüfung der Raschskalierung

Die Marburger Skalen wurden bekanntlich nicht „nur“ mit den Mitteln der klassischen Testtheorie konstruiert, sondern die Itemselektion erfolgte in der Weise, daß die resultierenden Skalen das Meßmodell von Rasch erfüllten. Ein diagnostisches Verfahren, das den Forderungen dieses Meßmodells genügt, weist ohne Zweifel eine Reihe von Vorzügen gegenüber anderen auf, wie beispielsweise Aufgabenhomogenität, spezifische Objektivität, Summenwerte als erschöpfende Statistiken, Additivität der Meßwerte und empirische Prüfung des angenommenen Meßmodells (Fricke, 1972, p. 31 ff.). Da Fragebogenverfahren eine „weiche“ Datenquelle darstellen, ist besonders in diesem Bereich zu fordern, daß sich Ergebnisse an anderen Stichproben replizieren lassen, bevor sie als gesichert angesehen werden können.

Die Überprüfung der meßtheoretischen Forderungen des Rasch-Modells für die Marburger Skalen aufgrund der vorliegenden Daten wurde schrittweise mit dem von Fricke entwickelten Programm durchgeführt. Die Beschreibung des Vorgehens ist bei Fricke (1972, p. 61 f.) zu finden.<sup>3)</sup> Eine neuerliche Itemselektion wurde begonnen, wenn die Abweichungen von dem theoretischen Meßmodell auf dem 5%-Niveau der Signifikanz lagen. Auf Anhiob konnte bei den vier Marburger Skalen nur die zur Erfassung „väterlicher Strenge“ die verlangten meßtheoretischen Forderungen erfüllen (Tab. 7); weder der erste Modelltest (Fricke, 1972, p. 65) noch der zweite (p. 66) weisen auf eine signifikante Abweichung von dem Meßmodell hin. Will man eindimensionale Skalen im Sinne des Rasch-Modells erhalten, so sind für die vorliegenden Daten bei der Skala „mütterliche Unterstützung“ 7 Items zu selektieren, bei der Skala „mütterliche Strenge“ 2 Items und bei der Skala „väterliche Unterstützung“ 6 Items. Diese Reduzierungen würden aber einen unerwünschten Konsistenzverlust nach sich ziehen, besonders bei der Skala „mütterliche Unterstützung“.

Zur ursprünglichen Konstruktion der Marburger Skalen nach dem Rasch-Modell muß noch einiges kritisch angemerkt werden: (1) Wenn eindimensionale Skalen gesondert für die vier Aspekte der Wahrnehmung elterlichen Erziehungsverhaltens konstruiert wurden, so kann daraus nicht geschlossen werden, daß

<sup>3)</sup> Die Berechnungen wurden mit dem Programm RASCH des RZ der Universität Freiburg vorgenommen.

Tabelle 7: Ergebnisse der Raschanalysen der Marburger Skalen

Skala	Item- zahl	z-Werte bei		Kennwerte der			Kennwerte der			N
		Modell- test 1	Modell- test 2	eliminierten Nr.	Items $p_i$	Items $r_{it}$	jeweiligen Form $\bar{x}$	$s$	$r_{it}$	
MU	15	4,40		1	.31	.31	8,51	3,19	.76	417
	14	3,93		10	.31	.25	8,13	3,03	.76	412
	13	3,45		9	.74	.45	7,74	2,89	.75	405
	12	3,20		14	.45	.34	7,08	2,61	.72	399
	11	1,24	2,50	15	.57	.27	6,50	2,41	.70	383
	10	3,15		7	.60	.46	5,98	2,25	.70	380
	9	2,93		8	.47	.41	5,40	1,95	.65	369
	8	0,49	-0,05				4,89	1,70	.61	356
MS	15	2,42		28	.24	.42	4,80	3,01	.77	385
	14	2,92		29	.21	.49	4,56	2,80	.75	381
	13	1,51	1,82				4,36	2,62	.74	381
VU	15	2,17		41	.31	.50	8,00	3,72	.83	378
	14	2,20		31	.51	.39	7,59	3,50	.82	372
	13	2,57		44	.38	.41	7,11	3,27	.81	367
	12	2,20		45	.38	.40	6,63	3,01	.80	358
	11	2,09		34	.26	.39	6,11	2,70	.77	342
	10	2,09		37	.60	.62	5,66	2,46	.74	327
	9	0,19	0,91				5,06	2,19	.71	327
VS	15	0,65	0,37				5,88	3,22	.82	370

„mütterliche Strenge“ beispielsweise dasselbe sei wie „väterliche Strenge“. Allerdings ergab eine mit allen Items der hier untersuchten Stichprobe vorgenommene FA, daß die jeweils entsprechenden Mütter- und Väter-Items auf demselben Faktor hoch laden. Dies könnte als Hinweis für die gleiche Bedeutung der Skalen gedeutet werden; aus den bei Stapf et al. (1972, p. 100) mitgeteilten Rasch-Skalierungen läßt sich dies aber nicht erschließen. (2) Aus der ursprünglichen Skalenkonstruktion kann ebenfalls nicht gefolgert werden, daß die elterliche Wahrnehmung aus der Sicht von Töchtern dieselbe sei wie aus der Sicht von Söhnen. Dieser Frage wurde auch hier nicht weiter nachgegangen; es ist aber zu vermuten, daß bei einer Gegenüberstellung dieser beiden Gruppen noch weitere Items selektiert werden müßten. (3) Der von Stapf et al. (1972, p. 97) zur Itemselektion verwendete Modelltest kann schließlich nicht als unbedingt schlüssiger Beleg für die Eindimensionalität der Skalen aufgefaßt werden (Fricke, 1972, p. 61).

Damit ist aber gezeigt, daß die Marburger Skalen bei dem Versuch einer Kreuzvalidierung zwar eine überraschend hohe Übereinstimmung hinsichtlich klassischer teststatistischer und faktorenanalytischer Kriterien besitzen, dem Meßmodell von Rasch aber mit nur einer Ausnahme nicht genügen.

#### Zusammenfassung

Es wird von einer Untersuchung berichtet, in welcher 206 Jungen und 217 Mädchen ihre Eltern mit Hilfe der Marburger Skalen (Herrmann et al., 1971) beschrieben. Die Analyse der Marburger Skalen nach teststatistischen Kriterien

ergab, daß die klassischen Werte für die Jungen repliziert werden konnten bzw. daß auch die Werte der untersuchten Mädchen den von Stapf et al. (1972) für Jungen mitgeteilten Ergebnissen entsprechen. Allerdings ließen sich für Jungen und Mädchen Mittelwertsunterschiede nachweisen, die bei einer für individualdiagnostische Zwecke sinnvollen Eichung des Verfahrens berücksichtigt werden müßten.

Faktorenanalysen auf Itemebene konnten belegen, daß auch mit diesem methodischen Ansatz das Zweikomponentenmodell elterlicher Bekräftigung nachweisbar ist.

Vorgenommene Rasch-Analysen zeigten, daß sich das Fragebogenverfahren in nicht selektierter Form für die Daten dieser Stichprobe als nicht raschskalierbar erwies. Auf kritisierbare Punkte der ursprünglichen Konstruktion der Skalen mit Hilfe des Rasch-Modells wird verwiesen.

#### LITERATUR

- ANDERSON, J. P., A study of the relationships between certain aspects of parental behavior and attitudes and the behavior of junior high school pupils, *Teachers Coll. Contrib.*, 1940, No. 809.
- AUSUBEL, D. P., BALTHAZAR, E. E., ROSENTHAL, I., BLACKMAN, L. S., SCHPOONT, S. H., WELKOWITZ, J., Perceived parent attitudes as determinants of children's ego structure, *Child Development*, 1954, 25, 173–184.
- BARTUSSEK, D., WEISE, G., & HEINZE, B., Reliabilität und faktorielle Validität des deutschen 16 PF-Tests von CATTELL mit einer ausführlichen Analyse der Items, *Arbeiten aus dem Psychologischen Institut der Universität Hamburg*, 1972, No. 19.
- BELL, H. M., *Adjustment inventory (student form)*, Stanford, Stanford U. Press, 1934.
- BERDIE, H. M., & LAYTON, W. L., *Minnesota counseling inventory manual*, New York, Psychol. Corp., 1957.
- BOTTENBERG, E. H., GAREIS, B., & RAUSCHE, A., Perzipierte elterliche Erziehungsstile bei männlichen Jugendlichen: Dimensionierung und Skalenkonstruktion, *Psychologie und Praxis*, 1973, 17, 105–125.
- BRONFENBRENNER, U., Some familial antecedents of responsibility and leadership in adolescents, in: L. PETRULLO & B. M. BASS (Ed.), *Leadership and interpersonal behavior*, New York, Holt, 1961, p. 239–271.
- BROWN, A. W., MORRISON, J., & COUCH, G. B., Influences of affectional family relationships on character development, *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1947, 42, 422–428.
- COOPER, J. B., Parent evaluation and social ideology, *Psychological Reports*, 1960, 7, 414.
- COOPER, J. B., & BLAIR, M. A., Parent evaluation as a determiner of ideology, *Journal of Genetic Psychology*, 1959, 94, 93–100.
- ELIAS, G., A measure of "homelessness", *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1952, 47, 62–66.
- EPSTEIN, R., & KOMORITA, S. S., The development of a scale of parental punitiveness toward aggression, *Child Development*, 1965, 36, 129–142.
- FRICKE, R., *Über Meßmodelle in der Schulleistungsdiagnostik*, Düsseldorf, Schwann, 1972.
- GARMZEY, N., CLARKE, A. R., & STOCKNER, C., Child rearing attitudes of mothers and fathers as reported by schizophrenic and normal patients, *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 1961, 63, 176–182.
- HEILBRUNN, A. B., Perception of maternal child-rearing attitudes in schizophrenics, *Journal of Consulting Psychology*, 1960, 24, 169–173.
- HERRMANN, Th., STAPF, A., & KROHNE, H. W., Die Marburger Skalen zur Erfassung des elterlichen Erziehungsstils, *Diagnostica*, 1971, 17, 118–131.

- ITKIN, W., Some relationships between intra-family attitudes and preparental attitudes toward children, *Journal of Genetic Psychology*, 1952, 80, 221–252.
- LITTMANN, E., Erlebter Erziehungsstil (Fragebogen), Pers. Mitteilung, 1973.
- MACKINNON, D. W., Violation of prohibitions, in: H. A. MURRAY et al. (Ed.), *Explorations in personality*, New York, Oxford U. Press, 1938, p. 491–501.
- MINSEL, B., & FITTKAU, B., Konstruktion eines Fragebogens zum Elternverhalten und Versuch einer Validierung. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 1971, 3, 73–88.
- MYERŠ, T. R., Intrafamily relationships and pupil adjustment, *Teachers Contrib. Educ.*, 1935, No. 651.
- ROE, A., & SIEGELMAN, M., A parent-child relations questionnaire, *Child Development*, 1963, 34, 355–369.
- ROGERS, C. R., *Test of personality adjustment*, New York, Ass. Pr., 1931.
- SCHAEFER, E. S., Children's reports of parental behavior: an inventory, *Child Development*, 1965, 36, 413–424.
- SCHNEEWIND, K. A., ENGFER, A., FILIPP, U. D., & HOFFMANN, A., Entwicklung eines Fragebogens zur Erfassung mütterlicher Erziehungseinstellungen, Forschungsbericht aus dem SFB 22 der DFG an der Universität Erlangen-Nürnberg, 1974.
- STAGNER, R., & DROUGHT, N., Measuring children's attitudes toward their parents, *Journal of Educational Psychology*, 1935, 26, 169–176.
- STAPF, K. H., HERRMANN, Th., STAPF, A., & STAECKER, K. H., *Psychologie des elterlichen Erziehungsstils*, Stuttgart, Klett, 1972.
- STOTT, L., Parent-adolescent adjustment, its measurement and significance, *Character and Personality*, 1941, 10, 140–150.
- SWANSON, G. E., The development of an instrument for rating child-parent relationship, *Social Forces*, 1950, 29, 84–90.
- THORPE, L. P., CLARK, W. W., & TIEGS, E. W., *California test of personality*, Los Angeles, California Test Bureau, 1939.
- TISCHLER, A., Zusammenhänge zwischen Persönlichkeitsmerkmalen der Kinder, deren Eltern und dem Erziehungsstil, Diss. Untersuchung, Salzburg, 1974.
- WILLIAMS, W. C., The PALS-Test: a technique for children to evaluate both parents, *Journal of Consulting Psychology*, 1958, 22, 487–495.

(Eingegangen am 13. April 1974)

Anschriften der Verfasser: Dr. H. Lukesch, Fachbereich Erziehungswissenschaft, Universität Konstanz, D-775 Konstanz, Postfach 7733. Dr. A. Tischler, Breiteneich 24, A-4973 St. Martin

R. Jäger und H. Gosslar

## Pfadanalyse als Validierungsmethode

### 1. Problemstellung

Die Frage, ob im gegebenen Falle korrelationsstatistische oder auf Korrelationsstatistiken aufbauende Methoden zur Analyse vorliegender Daten herangezogen werden, ist nicht zuletzt durch die jeweilige Forschungsintention bestimmt.

Bedient man sich in der Laborsituation des Vorteils, Variable zu manipulieren, so ist in der Regel klar, welche Variable als abhängige bzw. welche als unabhängige angesehen werden kann. In dieser Situation sind Kausalschlüsse möglich. Andere Gesetzmäßigkeiten liegen dann vor, wenn beispielsweise organische oder quasi-organische Variablen angetroffen werden (s. Edwards, 1971).

So wird in der Regel im Bereich der Sozialwissenschaften selten eine Variable manipuliert. Hierbei liegt sehr häufig ein Forschungsansatz vor, der als „ex post facto research“ (Chapin & Queen, 1937) klassifiziert wird, wenn Variablensätze vorliegen und retrospektiv der Einfluß der Variablen aufeinander sowie die Effekte möglicher abhängiger und unabhängiger Variablen untersucht werden.

Die Einflußrichtung derart erfaßter Variablen kann durch herkömmliche Verfahren nicht deutlich gemacht werden, da die unabhängige Variable nicht im Sinne des Experimentes der klassischen Naturwissenschaft manipuliert werden kann. Noch undeutlicher und vager wird dann eine Interpretation der Ergebnisse, wenn mehr als zwei veränderliche Größen einer näheren Betrachtung unterzogen werden.

Bei anderen Plänen, etwa varianzanalytischen Designs, bedient man sich demgegenüber gerade des Vorteils, Variablen als abhängig bzw. als unabhängig anzusehen, mögliche Interdependenzen werden als bekannt vorausgesetzt. Da sich aber oft keine der Variablen a priori als AV oder UV deutlich kennzeichnen läßt, sind solche varianzanalytischen Pläne nicht immer gerechtfertigt.

Global läßt sich im Hinblick auf die o. a. Abhängigkeitsmaße folgendes feststellen: Sie sind zur Anwendung dann geeignet, wenn die Forschungsintention darin besteht, z. B.

- a) Abhängigkeiten zwischen Variablen zu entdecken,
- b) durch Ausparialisierung mögliche Störeinflüsse zu kontrollieren und damit wenigstens zu einer Quasi-Kausalinterpretation zu gelangen,
- c) Moderatorvariablen zu suchen, die eine differentielle Vorhersage eher ermöglichen.

In der vorliegenden Untersuchung soll uns vor allem in der Konsequenz der bei b) beschriebene Fall interessieren. Hierzu existieren vor allem folgende Gründe:

1. Sehr oft wird eine Kausalinterpretation von Daten durchgeführt. Dazu werden in der Regel Hypothesen aufgestellt, anschließend Validitätsdaten erhoben und darauf folgend die Daten analysiert. Ein Beispiel hierzu ist in einer Untersuchung von Wiese & Kroj (1972) vorgegeben, die eine andere Kausalrichtung zwischen Intelligenz und Konzentrationsfähigkeit annehmen, als sie Brickenkamp aus seinen Daten interpretiert hat (s. a. Jäger, 1973).

2. Korrelationsstatistische Methoden werden sehr oft als Vorinformation über einen zur Verfügung stehenden Variablensatz angesehen, um dann anschließend faktorenanalytisch weiterverarbeitet zu werden. Wenn ein solcher multivariater Ansatz gewählt wird, wäre es auch sinnvoll, durch Ausparialisierung eine Einengung der Hypothesen und damit auch von Störeinflüssen zu erreichen (s. b.).