

DALBERT, C, MONTADA, L., SCHMITT, M. &  
SCHNEIDER, A.

Existentielle Schuld: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen.

P.I.V.-Bericht Nr. 16

## INHALT

	Seite
1. Vorbemerkungen .....	1
2. Statistische Vorbemerkungen .....	1
2.1 Anmerkungen zu den Skalenanalysen .....	1
2.2 Anmerkungen zu den Tabellen .....	4
3. Analyse der Instrumente DE 1 und ES 1 .....	4
3.1 Differentielle Emotions-Skala (DE 1) .....	4
3.2 Existentielle Schuld-Inventar (ES 1) .....	10
4. Analysen der Skalen zur Erfassung der Kovariate .....	21
4.1 Handlungsspielraum (HS 1) .....	21
4.2 Verteilungsgerechtigkeitsüberzeugungen (VG 1) .....	24
4.3 Lebenszufriedenheit (LZ 1) .....	34
4.4 Empathie (EM 1) .....	36
4.5 Gerechte-Welt-Glaube (GW 1) .....	39
4.5.1 Bereichsspezifischer Gerechte-Welt-Glaube .....	41
4.5.2 Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube .....	42
4.5.3 Gerechtigkeitszentralität .....	44
4.6 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber türkischen Gastarbeitern (VT 1).....	45
4.7 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Menschen in der Dritten Welt (VD 1) .....	47
4.8 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Körperbehinderten (VK 1) .....	50
4.9 Einstellung gegenüber Körperbehinderten (EK 1) .....	53
4.10 Einstellung gegenüber türkischen Gastarbeitern (ET 1) .	55
4.11 Einstellung gegenüber Opfergruppen (EO 1) .....	57
4.11.1 Einstellung gegenüber der Opfergruppe Menschen in der Dritten Welt .....	58
4.11.2 Einstellung gegenüber der Opfergruppe türkische Gastarbeiter .....	60
4.11.3 Einstellung gegenüber der Opfergruppe Körperbehinderte	61
4.11.4 Analysen der reduzierten Skala Einstellung gegenüber Opfergruppen .....	64
4.12 Soziale Erwünschtheit (CM 1) .....	67
4.13 Interne Konsistenz (IK 1, IK 2) .....	71
4.13.1 Interne Konsistenz positiv gepolt (IK 1) .....	71
4.13.2 Interne Konsistenz negativ gepolt (IK 2) .....	74
Literatur .....	76

## 1. Vorbemerkungen

Die vorliegende Arbeit ist im Rahmen des Projektes "Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld" (MONTADA 1981) entstanden und teilt die wichtigsten deskriptiven Statistiken der im Teilprojekt "Existentielle Schuld" verwendeten Skalen mit. Die Analysen beziehen sich auf die Erhebungsinstrumente in erster Version, wie sie bei MONTADA, SCHMITT & DALBERT (1983) vorgestellt wurden.

Die Arbeit gliedert sich in folgende Teile: Zunächst (in Punkt 2) werden einige statistische Vorbemerkungen gemacht, die es dem Leser erleichtern sollen, die Analysen nachzuvollziehen und deren Ergebnisse, die überwiegend in Tabellenform mitgeteilt werden, aufzunehmen und zu bewerten.

In Punkt 3 werden die Statistiken der Instrumente zur Erhebung der Kernvariablen, i.e. die Differentielle Emotions-Skala (DE 1) und das Existentielle Schuld-Inventar (ES 1), mitgeteilt. Unter Punkt 4 werden die Skalen zur Erfassung der Kovariate besprochen.

## 2. Statistische Vorbemerkungen

### 2.1 Anmerkungen zu den Skalenanalysen

Im Normalfall werden für jede Skala die folgenden Skalen- und Itemstatistiken, die klassisch skalenanalytisch (vgl. DIETRICH 1977<sup>2</sup>, FISCHER 1974, LIENERT 1967<sup>2</sup>) oder faktorenanalytisch (vgl. z.B. REVENSTORF 1980) ermittelt wurden, mitgeteilt:

- (1) Interne Konsistenz der Gesamtskala (CRONBACH's Alpha)
- (2) Split-half Reliabilität (nach SPEARMAN-BROWN und GUTTMAN)
- (3) Eigenwerte der Hauptkomponenten der Iteminterkorrelationsmatrix bis zum neunten Eigenwert oder bis zum ersten Eigenwert  $< 1$
- (4) durch die interpretierte Faktorenlösung aufgeklärte Gesamtvarianz der Items

- (5) Varianzanteil der Faktoren nach der Varimaxrotation bezogen auf die durch die Faktorenlösung aufgeklärte Varianz
- (6) Schwierigkeit der jeweiligen Items (Itemmittelwert)
- (7) Standardabweichung der jeweiligen Items
- (8) Trennschärfe der jeweiligen Items (Item-Skalensummenwert-Korrelation)
- (9) Ladungen der jeweiligen Items auf den interpretierten Faktoren.

Außerdem wird bei skalogrammanalysierten Skalen (vgl. DAWES & MOORE 1980) über die folgenden Koeffizienten informiert:

- (10) Reproduzierbarkeit
- (11) Skalierbarkeit

Auf der Grundlage dieser Statistiken sollen folgende Fragen entschieden werden: (a) Berechtigt die Höhe der internen Konsistenz zur Bildung eines (Gesamt-)Skalenwertes (individueller Mittelwert über alle Items der Skala)? (b) Weisen die Ergebnisse der klassischen Skalenanalysen und der Faktorenanalysen auf Mehrdimensionalität der Skala hin? (c) Wenn ja, wieviele und welche Dimensionen lassen sich unterscheiden, und entsprechen sie den a priori konzeptuell unterschiedenen Dimensionen (vgl. MONTADA et al. 1983)? (d) Aus welchen Items empfiehlt es sich, Teilskalenwerte (individueller Mittelwert über die einer Teilskala zugeordneten Items) zu bilden?

Für diese Entscheidungen mußten bestimmte Kriterien festgesetzt werden:

(a) Als ausreichend homogen zur Bildung eines (Gesamt-)Skalenwertes wurde eine Skala dann angesehen, wenn  $\text{Alpha} > .80$  war. Dies ist zwar eine willkürliche Entscheidung, und sie begünstigt darüber hinaus lange Skalen, sie ist aber zumindest explizit und objektiv .

(b) Die Entscheidung über die Dimensionalität (ein- versus mehr-

dimensional) erfolgte auf der Grundlage der internen Konsistenz und des Eigenwerteverlaufs: niedrige interne Konsistenz und kein Knick im Eigenwerteverlauf nach dem ersten Eigenwert wurden als Hinweis auf Mehrdimensionalität gedeutet. Hohe interne Konsistenz ohne Knick im Eigenwerteverlauf nach dem ersten Eigenwert wurden als Hinweis angesehen, daß sowohl eine Aggregation über alle Items als auch eine Unterscheidung mehrerer Dimensionen zulässig ist.

Die Frage nach der Eindimensionalität einer Skala läßt sich alternativ durch die Überprüfung auf GUTTMAN-Skalierbarkeit, d.h. den Versuch der Bildung einer Schwierigkeitshierarchie über die Items und die Beleuchtung des Antwortverhaltens auf Konsistenz innerhalb dieser Rangordnung, beantworten. Als Bedingung für eine gute Entsprechung zum GUTTMAN-Modell werden ein Reproduzierbarkeitskoeffizient, der angibt, in welchem Ausmaß die insgesamt abgegebenen Antworten mit dem Modell übereinstimmen, von  $> .90$  und als ein weiterer Homogenitätsindex der Skalierbarkeitskoeffizient von  $> .60$  angesetzt (vgl. BEUTEL & SCHUBÖ, 1983 , p. 152). Diese Überlegungen betreffen nur die unter Punkt 4.9 und 4.10 besprochenen Skalen ET 1 und EK 1.

(c) Die Faktorenzahl wurde nach drei Kriterien bestimmt, dem Eigenwerteverlauf (SCREE-Test nach CATTELL 1966) als primärem Kriterium, der Eigenwerthöhe ( $< 1$ ) als sekundärem Kriterium bei unklarem Eigenwerteverlauf und der interpretativen Klarheit im Sinne der Einfachstruktur nach der Varimaxrotation der Hauptkomponenten als Hilfskriterium in strittigen Fällen.

(d) Die Zuordnung von Items zu Faktoren (Markieritems) bzw. Teilskalen richtete sich nach dem Ladungsprofil der Items: Ein Item mußte mindestens 25% seiner Varianz gemeinsam mit dem entsprechenden Faktor haben (Faktorstrukturkoeffizient  $> .50$ ). Darüber hinaus mußte im Falle einer drei- oder mehrfaktoriellen Lösung ein Item das Kriterium  $l^2 > h^2/2$  (vgl. FÜRNRATT 1969) erfüllen, wobei  $l$  der Faktorstrukturkoeffizient (standardisierte Ladung) und  $h^2$  die Kommunalität des Items ist (vgl. auch REVENSTORF 1980). Bei zwei-

faktoriellen Lösungen wurde das Kriterium verschärft:  $1^2 > 2h^2/3$ .

## 2.2 Anmerkungen zu den Tabellen

In den Tabellen werden die Statistiken (6) bis (9) aus Punkt 2.1 mitgeteilt. Die Tabellen enthalten außer der Nummer und dem Wortlaut des jeweiligen Items gegebenenfalls seine Polung, seine Schwierigkeit ( $M_x$ ), seine Standardabweichung ( $s_x$ ), seine Trennschärfe ( $r_{it}$ ) und seine standardisierten Ladungen (Faktorstrukturkoeffizienten) auf den Faktoren. Dabei beziehen sich die Ladungen (1) auf die (varimaxrotierte) Faktorenlösung, die das auf der Grundlage der oben (vgl. 2.1) formulierten Kriterien (und keiner weiteren Restriktionen) akzeptierte Ergebnis der explorativen Analyse war. Unterstrichen sind die Ladungen von Markieritems.

Bei der Interpretation der Faktorenlösung(en) im Anschluß an die Tabellen bleibt die (willkürliche) Polung der Faktoren, d.h. das Vorzeichen der Ladungen von Markieritems, unberücksichtigt.

Im Tabellenkopf wird jeweils die Anzahl der Fälle (N), auf denen die Analysen beruhen, angegeben. Teilweise beruhen die Statistiken zu einer Skala auf unterschiedlichen Fallzahlen. In diesen Fällen werden die oberen und unteren Grenzen von N mitgeteilt.

## 3. Analyse der Instrumente DE 1 und ES 1

### 3.1 Differentielle Emotions-Skala (DE 1)

Dieses von DALBERT, SCHMITT & MONTADA (1982) entwickelte und auf IZARD et al. (1974) aufbauende Instrument enthält zu neun verschiedenen Situationen, die Benachteiligungen von Menschen der Dritten Welt, türkischen Gastarbeitern und Körperbehinderten in der BRD thematisieren, Adjektivlisten, anhand derer die Probanden ihre Empfindungen zu jeder Situation schildern sollen; der Wortlaut der 36 Adjektive ist Tabelle 1 zu entnehmen (zum Wortlaut der Situationsschilderungen vgl. DALBERT et al. 1982).

Die 36 Adjektive sind zwölf Empfindungen zugeordnet (vgl. DALBERT et al. 1982, Tabelle 3). Diese a priori Dimensionierung wurde zunächst faktorenanalytisch überprüft. Für diese erste Faktorenanalyse wurden die 36 Adjektive über die neun Situationen individuell gemittelt.

#### Differentielle Emotions-Skala, gemittelt über alle neun Situationen

- (1) Die Eigenwerte der ersten acht Hauptkomponenten betragen: 14.00 (1), 4.30 (2), 2.87 (3), 1.95 (4), 1.72 (5), 1.17 (6), 1.07 (7), .95 (8) .
- (2) Nach dem Eigenwerteverlauf sind eine zwei- und eine fünffaktorielle Lösung berechtigt. Beide Lösungen werden im folgenden interpretiert. Die fünffaktorielle Lösung klärt 69% der Itemgesamtvarianz auf, die zweifaktorielle Lösung 51%.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der fünffaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation folgendermaßen: 31% (1), 18% (2), 19% (3), 16% (4), 16% (5). In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation im Verhältnis 61% (1) zu 39% (2).

Bei der fünffaktoriellen Lösung gruppieren sich die geschilderten Empfindungen zu folgenden Faktoren:

Faktor 1 wird durch die Items der a priori Dimensionen Hoffnungslosigkeit, Kummer, Scham/Scheu und Schuld markiert (Items 2, 8, 11, 14, 17, 18, 20, 22, 23, 24, 30, 33). Diese Dimensionen könnte man mit "Betroffenheit" umschreiben.

Auf Faktor 2 laden die Items der a priori Dimensionen Verachtung und Ekel (Items 3, 5, 9, 10, 26, 36) hoch.

Tabelle 1: Ergebnisse der Analyse des Instrumentes DE 1 (über alle 9 Situationen gemittelt) (324 ≥ N ≥ 313)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$	$l_5$	$l_1'$	$l_2'$
Wenn ich mir die gerade geschilderte Situation vorstelle, bin ich ...										
1.	neugierig	3.26	1.02	.03	.05	<u>.65</u>	.19	.21	.43	.17
2.	bekümmert	2.83	.83	<u>.64</u>	-.05	<u>.52</u>	-.08	.12	<u>.82</u>	-.06
3.	spöttisch	5.81	.33	-.18	<u>.57</u>	-.13	.44	.13	-.20	<u>.72</u>
4.	befriedigt	5.69	.34	.07	.15	.08	<u>.82</u>	.06	.05	<u>.64</u>
5.	angeekelt	5.32	.69	.24	<u>.78</u>	.19	.07	.08	.36	<u>.58</u>
6.	ärgerlich	3.79	.93	.30	<u>.42</u>	<u>.66</u>	-.02	-.06	<u>.65</u>	.18
7.	bestätigt	4.70	1.10	.10	.28	<u>.37</u>	.34	-.09	.28	.34
8.	reuig	5.09	.93	<u>.55</u>	.17	.26	.20	.36	<u>.63</u>	.38
9.	abgestoßen	5.21	.74	.26	<u>.81</u>	.13	-.01	.21	.36	<u>.61</u>
10.	abfällig	5.66	.50	.02	<u>.65</u>	-.09	.29	.27	.01	<u>.73</u>
11.	traurig	3.24	1.00	<u>.72</u>	.02	.46	-.06	.11	<u>.86</u>	.00
12.	aufmerksam	2.59	.81	.26	-.10	<u>.79</u>	.08	.15	<u>.69</u>	-.02
13.	wütend	4.13	1.03	.39	.38	<u>.65</u>	.04	.13	<u>.71</u>	.18
14.	beschämt	3.88	1.08	<u>.69</u>	.07	<u>.48</u>	.12	.10	<u>.83</u>	.14
15.	erfreut	5.66	.33	.12	-.08	.05	<u>.86</u>	-.04	.03	.47
16.	vergnügt	5.81	.28	.09	.11	.10	<u>.82</u>	.06	.06	<u>.61</u>
17.	hoffnungslos	4.44	1.00	<u>.83</u>	.18	.07	.09	.05	<u>.70</u>	.22
18.	niedergeschlagen	4.10	1.08	<u>.84</u>	.14	.26	.04	.14	<u>.84</u>	.18
19.	interessiert	2.46	.81	.23	-.15	<u>.77</u>	.14	.15	<u>.64</u>	-.02
20.	betreten	3.61	1.07	<u>.67</u>	.11	.47	.04	.14	<u>.83</u>	.14
21.	stolz	5.83	.28	.01	.21	.08	<u>.71</u>	.19	.02	<u>.66</u>
22.	entmutigt	4.52	.98	<u>.89</u>	.18	.06	.10	.08	<u>.74</u>	.24
23.	resigniert	4.58	1.01	<u>.87</u>	.20	-.02	.11	.08	<u>.68</u>	.26
24.	verlegen	4.37	1.04	<u>.65</u>	.20	.25	.18	.29	<u>.69</u>	.36
25.	ängstlich	5.15	.87	.44	.40	.19	.10	.37	.52	.47
26.	angewidert	5.26	.72	.31	<u>.79</u>	.19	.03	.17	.43	.60
27.	verblüfft	5.03	.85	.26	.35	.10	.08	<u>.80</u>	.38	<u>.60</u>
28.	besorgt	3.15	.97	.53	.05	.54	-.03	.28	<u>.78</u>	.09
29.	zornig	4.30	1.05	.39	.39	<u>.64</u>	.09	-.13	<u>.69</u>	.21
30.	zerknirscht	4.70	1.01	<u>.64</u>	.30	<u>.37</u>	.09	.17	<u>.75</u>	.31
31.	erstaunt	4.80	.92	.23	.25	.11	.09	<u>.85</u>	.36	<u>.55</u>
32.	panisch	5.67	.59	.42	.43	.10	.18	.34	.44	.54
33.	schuldbewußt	4.79	.97	<u>.55</u>	.05	.35	.26	.21	<u>.64</u>	.27
34.	überrascht	4.92	.85	.22	.26	.12	.13	<u>.84</u>	.36	<u>.58</u>
35.	entzückt	5.85	.26	.19	.15	.11	<u>.77</u>	.09	.16	<u>.62</u>
36.	verachtend	5.66	.50	.12	<u>.65</u>	-.05	.21	.25	.12	<u>.67</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "sehr", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Faktor 3 wird durch die Adjektive der beiden a priori Dimensionen Interesse und Ärger markiert (Items 1, 6, 12, 13, 19, 29).

Auf Faktor 4 laden die Items der a priori Dimensionen Freude sowie zwei der drei Items der a priori Dimension Stolz hoch (Items 4, 15, 16, 21, 35).

Faktor 5 zeichnet sich durch hohe Ladungen des Itemkomplexes der a priori Dimension Überraschung aus (Items 27, 31, 34).

Bei der zweifaktoriellen Lösung fallen Faktor 1 und Faktor 3 der fünffaktoriellen Lösung auf Faktor 1 zusammen, mit Ausnahme von Item 1 und ergänzt um Item 28. Diese Dimension könnte "mit existentieller Schuld vereinbare Empfindungen" genannt werden.

Auf Faktor 2 fallen die Faktoren 2, 4 und 5 der fünffaktoriellen Lösung - mit Ausnahme der Items 26 und 15 - zusammen. Er könnte "mit existentieller Schuld unvereinbare Empfindungen" genannt werden.

Die faktorenanalytisch vorgefundene Empfindungsstruktur entspricht auch bei der differenzierteren fünffaktoriellen Lösung nicht der a priori Klassifikation in zwölf Dimensionen (Ärger, Überraschung, Interesse, Verachtung, Angst, Schuld, Scheu, Freude, Kummer, Ekel, Hoffnungslosigkeit und Stolz), was aufgrund des eingeschränkten Reizmaterials nicht anders zu erwarten war. Dieses erste Ergebnis ist insofern interessant, als die Vorgabe der verschiedenen Empfindungen in Kombination mit der Schilderung von Notlagen zu Gruppierungen von Empfindungen in Schuld- und Abwehrfaktoren zu führen scheint, wenn man ein grobes Analyseniveau wählt, also Differenzierungen zwischen unterschiedlichen Arten von Notlagen vernachlässigt.

Auf diesem Hintergrund wird eine differenziertere Betrachtung der Faktorenstruktur notwendig, denn es bleibt die Frage, ob sich die Adjektiv-Interkorrelationsmatrizen situationsabhängig verändern. Dies ist in der Tat der Fall, wenn sich auch bei allen neun

Situationen zwei- und fünffaktorielle Lösungen anbieten, die Ähnlichkeiten mit den situationsübergreifenden aufweisen. Verdeutlicht sei dies anhand der Faktorenanalyse der Empfindungsitems zu Situation 2, in der auf die politische Benachteiligung türkischer Gastarbeiter, die trotz ihrer Steuerzahlungen keine politische Mitwirkungschancen erhalten, eingegangen wird.

#### Differentielle Emotions-Skala, Situation 2

- (1) Die Eigenwerte der ersten acht Hauptkomponenten betragen:  
10.36 (1), 3.94 (2), 2.41 (3), 2.05 (4), 1.76 (5), 1.33 (6),  
1.16 (7), .97 (8) .
- (2) Nach dem Eigenwerteverlauf sind eine zwei- und eine fünffaktorielle Lösung möglich. Die fünffaktorielle Lösung klärt 57%, die zweifaktorielle Lösung 40% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich nach der Varimaxrotation in der fünffaktoriellen Lösung auf die Faktoren wie folgt: 30% (1), 21% (2), 24% (3), 15% (4), 10% (5). Bei der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 70% (1) zu 30% (2).

Bei der fünffaktoriellen Lösung werden die Faktoren durch folgende Items markiert:

Faktor 1 umfaßt als hochladende Items die der a priori Dimensionen Verachtung, Ärger und Ekel mit Ausnahme von Item 26 sowie zuzüglich Item 32.

Faktor 2 wird durch die Items der a priori Dimensionen Freude und Stolz markiert.

Auf Faktor 3 laden die Items der a priori Dimensionen Scham, Schuld (ohne Item 30), Kummer (ohne Item 2) und Hoffnungslosigkeit hoch.

Tabelle 2: Ergebnisse der Analyse des Instrumentes DE 1, Situation 2 (N = 314)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$	$l_5$	$l'_1$	$l'_2$
Wenn ich mir die gerade geschilderte Situation vorstelle, bin ich ...										
1.	neugierig	2.94	1.58	.07	-.09	.02	.11	-.68	-.06	-.30
2.	bekümmert	4.40	1.58	-.25	.32	.45	.31	-.05	-.62	.13
3.	spöttisch	5.60	.61	-.72	.04	-.05	.01	-.06	-.46	.19
4.	befriedigt	4.45	1.67	.18	-.80	-.00	-.11	-.04	.29	-.73
5.	angeekelt	5.83	.61	-.63	-.13	.14	.07	.16	-.50	.01
6.	ärgerlich	4.76	1.63	-.60	.40	.14	.24	-.09	-.65	.38
7.	bestätigt	4.64	1.58	-.03	-.62	.08	-.15	-.18	.06	-.58
8.	reuig	5.76	.68	.09	-.15	.64	-.04	.06	-.29	-.33
9.	abgestoßen	5.63	.95	-.70	.09	.27	.06	.03	-.67	.15
10.	abfällig	5.53	1.00	-.73	.13	.17	.06	-.03	-.64	.20
11.	traurig	5.12	1.34	-.29	.19	.62	.16	-.05	-.67	.00
12.	aufmerksam	2.15	1.01	-.10	-.08	.02	.07	-.79	-.17	-.27
13.	wütend	5.13	1.41	-.70	.30	.23	.12	-.07	-.71	.30
14.	beschämt	5.41	1.27	-.05	.00	.70	-.07	-.07	-.45	-.21
15.	erfreut	4.10	1.76	.31	-.81	-.04	-.03	-.07	.37	-.78
16.	vergnügt	5.23	1.26	.10	-.77	-.09	.11	-.06	.20	-.69
17.	hoffnungslos	5.26	1.23	-.25	-.00	.58	.16	.06	-.58	-.15
18.	niedergeschlagen	5.33	1.23	-.38	.15	.61	.22	.10	-.72	.01
19.	interessiert	2.04	1.14	.02	-.24	.02	-.03	-.78	-.03	-.42
20.	betreten	5.01	1.40	-.30	.20	.55	.22	-.16	-.67	-.01
21.	stolz	5.28	1.30	.02	-.64	.00	.06	-.16	.07	-.62
22.	entmutigt	5.39	1.04	-.28	.02	.67	.16	.05	-.66	-.14
23.	resigniert	5.41	1.04	-.29	.01	.64	.20	.03	-.66	-.15
24.	verlegen	5.33	1.12	-.13	-.03	.60	.11	-.01	-.50	-.20
25.	ängstlich	5.00	1.39	-.30	.15	.34	.32	-.17	-.57	-.01
26.	angewidert	5.68	.86	-.77	.05	.23	.15	.04	-.72	.13
27.	verblüfft	4.67	1.57	-.27	.02	.12	.80	-.06	-.56	-.11
28.	besorgt	3.88	1.70	-.35	.44	.32	.30	-.24	-.64	.25
29.	zornig	5.27	1.36	-.76	.26	.19	.14	-.10	-.73	.28
30.	zerknirscht	5.50	1.13	-.48	.15	.48	.12	-.08	-.69	.04
31.	erstaunt	4.22	1.68	-.11	-.02	.15	.86	-.06	-.48	-.20
32.	panisch	5.67	.88	-.55	.14	.39	.27	-.08	-.74	.05
33.	schuldbewußt	5.52	.96	.10	-.09	.58	-.16	-.11	-.23	-.29
34.	überrascht	4.21	1.69	-.10	-.08	.11	.87	-.03	-.44	-.23
35.	entzückt	5.25	1.28	.08	-.80	.01	.15	.00	.11	-.74
36.	verachtend	5.70	.82	-.75	.05	.05	.07	.06	-.56	.20

1) Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "sehr", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Zu Faktor 4 gruppieren sich die hoch ladenden Items der a priori Dimension Überraschung.

Faktor 5 wird durch Items der a priori Dimension Interesse markiert.

Bei der zweifaktoriellen Lösung gruppieren sich die Items zu den folgenden Faktoren:

Faktor 1 wird vor allem durch Items der a priori Dimensionen Angst, Kummer, Hoffnungslosigkeit, Scham, Ekel, Verachtung und Ärger markiert.

Faktor 2 umfaßt die hoch ladenden Items der a priori Dimensionen Freude und Stolz.

Der Vergleich der Faktorenlösungen von DE 1 über alle Situationen gemittelt und der Faktorenlösungen zu Situation 2 weist die Notwendigkeit situationsspezifischer Differenzierungen auf. So wird dem aufmerksamen Leser nicht entgangen sein, daß z.B. bei der fünffaktoriellen Lösung der Analyse über die Situationen hinweg die Ärger- und Interesse-Items einen eigenen Faktor aufmachen (vgl. Tabelle 1), während in Situation 2 Ärger mit Verachtung und Ekel zusammenfällt und Interesse einen eigenen Faktor aufmacht. Offenbar ruft die Forderung nach politischen Mitwirkungschancen für türkische Gastarbeiter Ablehnung in Form von Verachtung und Ärger hervor, während sich bei situationsübergreifender Betrachtung Ärger und Interesse im Sinne von Betroffenheit über die Notlagen von Menschen paaren.

### 3.2 Existenzielle Schuld-Inventar (ES 1)

Dieses Inventar wurde ebenfalls von DALBERT et al. (1982) entwickelt. Es enthält dieselben neun Situationen wie das Instrument DE 1. Zu jeder Situation werden sieben unterschiedliche Gedanken zur Beurteilung vorgelegt, wobei jeweils einer für existenzielle

Schuld (ES+), eine mit existentieller Schuld unvereinbare Reaktion (ES-), Angst (AN), Mitleid (ML), Diskrepanzverleugnung (DV), interne Notlagenattribution (NA) und interne Privilegattribution (PA) steht (zur Formulierung der Gedanken vgl. DALBERT et al. 1982).

Zunächst wurde ES 1 über alle neun Situationen (also 63 Items) hinweg faktorisiert:

- (1) Die Eigenwerte der ersten neun Hauptkomponenten betragen:  
15.69 (1), 8.10 (2), 2.75 (3), 1.98 (4), 1.65 (5), 1.58 (6),  
1.37 (7), 1.25 (8), 1.24 (9) .
- (2) Nach dem Scree-Test bietet sich eine zwei- oder eine dreifaktorielle Lösung an. Beide Lösungen werden im folgenden interpretiert. Die dreifaktorielle Lösung klärt 42% der Itemgesamtvarianz auf, die zweifaktorielle Lösung 38%.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation folgendermaßen: 56% (1), 27% (2), 17% (3). In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation wie folgt: 65% (1), 35% (2).

Bei der dreifaktoriellen Lösung gruppieren sich die Gedanken zu folgenden Faktoren (vgl. Tabelle 3):

Auf Faktor 1 laden vor allem solche gedanklichen Reaktionen hoch, die mit existentieller Schuld unvereinbar sind (ES-, PA, NA, DV, AN) .

Faktor 2 wird durch Items, die Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) repräsentieren, markiert. Dieser Faktor könnte als "mit existentieller Schuld vereinbare Gedanken" beschrieben werden.

Tabelle 3: Ergebnisse der Analysen des Instrumentes ES 1 (296 ≤ N ≤ 336)

Variable	$M_x^{1)}$	$s_x$	über die 9 Situationen hinweg			über die 9 Situationen hinweg		nach 9 Situationen getrennt	
			$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_1'$	$l_2'$	$l_1$	$l_2$
<u>Situation 1</u>									
ES+	2.75	1.36	.11	<u>.61</u>	.25	.14	<u>.65</u>	-.12	<u>.84</u>
ES-	5.02	1.26	-.49	.04	-.12	<u>-.50</u>	.01	<u>.69</u>	.18
DV	3.59	1.54	-.46	-.08	-.07	-.46	-.08	<u>.54</u>	-.24
PA	4.96	1.26	<u>-.68</u>	.00	-.14	<u>-.69</u>	-.02	<u>.78</u>	.02
NA	4.67	1.44	<u>-.61</u>	-.08	-.21	<u>-.63</u>	-.13	<u>.78</u>	-.14
ML	2.30	1.29	-.10	<u>.67</u>	.03	-.11	<u>.63</u>	.10	<u>.81</u>
AN	5.15	1.11	-.46	-.01	-.01	-.46	.00	<u>.57</u>	<u>.05</u>
<u>Situation 2</u>									
ES+	3.85	1.60	-.00	.40	<u>.69</u>	.10	<u>.66</u>	-.37	<u>.75</u>
ES-	4.87	1.29	<u>-.58</u>	.05	-.44	<u>-.64</u>	-.11	<u>.79</u>	.03
DV	4.24	1.49	<u>-.55</u>	.01	-.47	<u>-.63</u>	-.17	<u>.83</u>	-.02
PA	3.21	1.71	-.51	-.15	-.53	<u>-.59</u>	-.33	<u>.76</u>	-.22
NA	3.89	1.50	-.31	.13	.37	-.24	.30	.23	<u>.78</u>
ML	3.56	1.55	.12	.39	<u>.67</u>	.22	<u>.64</u>	.52	<u>.68</u>
AN	4.24	1.68	-.34	-.04	<u>-.68</u>	-.45	-.32	<u>.74</u>	-.37
<u>Situation 3</u>									
ES+	2.92	1.60	.17	<u>.61</u>	.12	.17	<u>.59</u>	-.27	<u>-.71</u>
ES-	5.26	1.05	<u>-.59</u>	-.13	.07	<u>-.56</u>	-.05	<u>.71</u>	.14
DV	4.84	1.32	<u>-.63</u>	-.19	-.01	<u>-.61</u>	-.14	<u>.74</u>	.21
PA	4.23	1.48	<u>-.57</u>	.08	.06	<u>-.56</u>	.13	<u>.68</u>	-.12
NA	4.46	1.39	<u>-.64</u>	-.05	-.00	<u>-.63</u>	-.01	<u>.73</u>	-.11
ML	2.39	1.30	-.11	<u>.63</u>	-.17	-.15	.49	.14	<u>-.86</u>
AN	5.31	1.12	<u>-.51</u>	-.21	.12	-.48	-.11	<u>.64</u>	.26

Fortsetzung von Tabelle 3

Variable	$M_x^{1)}$	$s_x$	über die 9 Situationen hinweg			über die 9 Situationen hinweg		nach 9 Situationen getrennt	
			$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_1'$	$l_2'$	$l_1$	$l_2$
<u>Situation 4</u>									
ES+	3.03	1.44	.16	<u>.62</u>	.37	.20	<u>.71</u>	-.24	<u>-.79</u>
ES-	4.99	1.24	<u>-.66</u>	<u>-.06</u>	-.19	<u>-.68</u>	<u>-.11</u>	<u>.82</u>	<u>.07</u>
DV	5.44	.99	<u>-.51</u>	<u>-.03</u>	-.03	<u>-.51</u>	-.01	<u>.65</u>	<u>.06</u>
PA	4.57	1.40	<u>-.72</u>	<u>.07</u>	-.15	<u>-.74</u>	<u>.04</u>	<u>.75</u>	<u>.00</u>
NA	4.58	1.35	<u>-.54</u>	<u>-.13</u>	-.21	<u>-.57</u>	<u>-.18</u>	<u>.77</u>	<u>.17</u>
ML	2.58	1.37	<u>-.08</u>	<u>.70</u>	-.00	<u>-.10</u>	<u>.63</u>	<u>.15</u>	<u>-.84</u>
AN	3.38	1.53	<u>-.24</u>	<u>.06</u>	-.06	<u>-.25</u>	<u>.03</u>	<u>.40</u>	<u>-.18</u>
<u>Situation 5</u>									
ES+	4.12	1.50	.04	<u>.54</u>	.49	.11	<u>.70</u>	-.10	<u>.77</u>
ES-	5.36	1.02	<u>-.65</u>	<u>.13</u>	-.00	<u>-.64</u>	<u>.15</u>	<u>.83</u>	<u>.15</u>
DV	4.07	1.75	<u>-.25</u>	<u>.07</u>	.31	<u>-.20</u>	<u>.21</u>	<u>.21</u>	<u>.62</u>
PA	4.66	1.55	<u>-.59</u>	<u>.12</u>	-.08	<u>-.59</u>	<u>.11</u>	<u>.82</u>	<u>.07</u>
NA	5.32	1.01	<u>-.65</u>	<u>.15</u>	-.06	<u>-.66</u>	<u>.14</u>	<u>.83</u>	<u>.12</u>
ML	2.91	1.57	<u>-.18</u>	<u>.37</u>	.39	<u>-.12</u>	<u>.51</u>	<u>.01</u>	<u>.81</u>
AN	4.42	1.53	<u>-.47</u>	<u>.02</u>	-.29	<u>-.52</u>	<u>-.09</u>	<u>.70</u>	<u>-.16</u>
<u>Situation 6</u>									
ES+	2.88	1.32	.09	<u>.65</u>	.08	.09	<u>.62</u>	-.12	<u>.87</u>
ES-	5.63	.85	<u>-.59</u>	<u>.02</u>	.10	<u>-.56</u>	<u>.10</u>	<u>.69</u>	<u>.01</u>
DN	4.07	1.50	<u>-.49</u>	<u>-.03</u>	.04	<u>-.48</u>	<u>.02</u>	<u>.72</u>	<u>-.10</u>
PA	4.74	1.42	<u>-.68</u>	<u>-.00</u>	.15	<u>-.65</u>	<u>.10</u>	<u>.80</u>	<u>-.01</u>
NA	4.16	1.44	<u>-.34</u>	<u>-.12</u>	.07	<u>-.31</u>	<u>-.06</u>	<u>.47</u>	<u>-.07</u>
ML	2.41	1.14	.04	<u>.77</u>	-.08	.00	<u>.65</u>	<u>-.01</u>	<u>.89</u>
AN	4.79	1.48	<u>-.73</u>	<u>-.00</u>	-.00	<u>-.72</u>	<u>.03</u>	<u>.80</u>	<u>-.07</u>

Fortsetzung Tabelle 3

Variable	$M_x^{1)}$	$s_x$	über die 9 Situationen hinweg			über die 9 Situationen hinweg		nach 9 Situationen getrennt	
			$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_1'$	$l_2'$	$l_1$	$l_2$
<u>Situation 7</u>									
ES+	2.50	1.40	.09	<u>.73</u>	.22	.11	<u>.75</u>	-.21	<u>-.80</u>
ES-	5.35	1.00	<u>-.71</u>	-.04	-.03	<u>-.70</u>	-.01	<u>.80</u>	.01
DV	4.64	1.33	<u>-.51</u>	-.12	.08	<u>-.48</u>	-.04	<u>.64</u>	.10
PA	5.00	1.46	<u>-.73</u>	.03	-.04	<u>-.73</u>	.04	<u>.79</u>	-.18
NA	4.95	1.17	<u>-.67</u>	-.17	-.17	<u>-.69</u>	-.19	<u>.79</u>	.08
ML	2.10	1.24	<u>-.16</u>	<u>.59</u>	-.14	<u>-.20</u>	.48	.10	<u>-.83</u>
AN	4.36	1.64	<u>-.52</u>	-.21	-.10	<u>-.52</u>	-.21	<u>.70</u>	.16
<u>Situation 8</u>									
ES+	3.77	1.51	.11	<u>.64</u>	.51	.18	<u>.79</u>	.08	<u>.91</u>
ES-	4.36	1.49	<u>-.64</u>	-.00	-.39	<u>-.70</u>	-.14	<u>-.77</u>	-.17
DV	4.55	1.42	<u>-.61</u>	-.03	-.33	<u>-.66</u>	-.14	<u>-.78</u>	-.21
PA	4.46	1.55	<u>-.59</u>	-.08	-.20	<u>-.62</u>	-.13	<u>-.67</u>	-.11
NA	5.10	1.11	<u>-.62</u>	.04	-.25	<u>-.65</u>	-.04	<u>-.77</u>	-.07
ML	3.15	1.35	.18	<u>.63</u>	.38	.22	<u>.72</u>	.18	<u>.87</u>
AN	5.14	1.16	<u>-.65</u>	.06	-.21	<u>-.67</u>	-.00	<u>-.81</u>	-.01
<u>Situation 9</u>									
ES+	3.08	1.57	-.02	<u>.62</u>	.30	.01	<u>.68</u>	.11	<u>.86</u>
ES-	5.16	1.17	<u>-.56</u>	.06	.11	<u>-.54</u>	.13	<u>.79</u>	.07
DV	4.04	1.50	<u>-.47</u>	.04	-.14	<u>-.48</u>	-.00	<u>.56</u>	-.02
PA	5.43	1.08	<u>-.67</u>	.11	.18	<u>-.64</u>	.21	<u>.80</u>	.19
NA	5.31	1.16	<u>-.58</u>	.04	.05	<u>-.56</u>	.09	<u>.69</u>	.03
ML	2.50	1.38	<u>-.01</u>	<u>.71</u>	.02	<u>-.03</u>	<u>.65</u>	<u>-.07</u>	<u>.86</u>
AN	5.52	.93	<u>-.52</u>	-.05	.06	<u>-.50</u>	.00	<u>.62</u>	-.11

1) Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "sehr wahrscheinlich", 6 heißt: "sehr unwahrscheinlich".

Faktor 3 ist eine situationsspezifische Dimension; er wird nur durch Gedanken zu Situation 2 markiert (ES+, ML, AN) ("Wahlrecht türkischer Gastarbeiter").

Die zweifaktorielle Lösung hat insofern Ähnlichkeiten mit der dreifaktoriellen Lösung, als auf Faktor 1 nur mit existentielle Schuld unvereinbare Gedanken laden. Verachtung (ES-) und interne Privilegattribution (PA) aller neun Situationen laden eindeutig auf diesem Faktor. Er könnte analog zu der oben beschriebenen Lösung "mit existentieller Schuld unvereinbare Gedanken" genannt werden.

Faktor 2 wird durch gedankliche Reaktionen geprägt, die Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) wiedergeben, wobei die existentielle Schuld-Gedanken (ES+) aller neun Situationen enthalten sind, und Mitleid (ML) lediglich bei Situation 3 und 7 nicht unser Ladungskriterium erfüllt (vgl. Tabelle 3). Entsprechend Faktor 2 der dreifaktoriellen Lösung wird dieser Faktor "mit existentieller Schuld vereinbare Gedanken" benannt.

Der Verdacht, daß es sich hier um Schwierigkeitsfaktoren der Art handelt, daß die leichteren Items jeweils Faktor 2 markieren, wird durch die über die Situationen wechselnden Schwierigkeiten entkräftet.

Weitere Hinweise für die Differenzierung der gedanklichen Reaktionen innerhalb der neun Situationen können den nachstehend beschriebenen Faktorenanalysen, die für jede Situation getrennt durchgeführt wurden, entnommen werden.

#### Situation 1

(1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen:  
2.43 (1), 1.47 (2), .91 (3) .

(2) Nach dem Eigenwerteverlauf wurde die zweifaktorielle Lösung ausgewählt. Sie klärt 55% der Itemgesamtvarianz auf.

- (3) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation folgendermaßen auf die Faktoren: 61% (1), 39% (2).

Wie aus Tabelle 3 ersichtlich, laden auf Faktor 1 alle die gedanklichen Reaktionen hoch, die mit existentieller Schuld unvereinbar sind, während Faktor 2 durch existentielle Schuld (ES+) und Mitleid (ML) markiert wird.

#### Situation 2

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 3.38 (1), 1.32 (2), .71 (3) .
- (2) Nach dem Eigenwerteverlauf bietet sich ebenfalls die zweifaktorielle Lösung an. Sie klärt 67% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation im Verhältnis 62% (1) zu 38% (2) auf die beiden Faktoren.

Auch bei dieser Situation laden die mit existentieller Schuld nicht vereinbaren Gedanken, ausgenommen interne Notlagenattribution (NA), auf Faktor 1. Faktor 2 wird durch existentielle Schuld (ES+) und interne Notlagenattribution (NA) markiert. Bei der ungewohnten Paarung von ES+ und NA könnte die Operationalisierung von NA eine Rolle gespielt haben (vgl. die Formulierung bei DALBERT et al. 1982). Mitleid (ML) lädt auf beiden Faktoren relativ hoch.

#### Situation 3

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.64 (1), 1.31 (2), .86 (3) .
- (2) Nach dem Scree-Test wären eine drei- und eine zweifaktorielle Lösung denkbar. Weil der dritte Eigenwert kleiner 1 ist, wird

die zweifaktorielle Lösung gewählt. Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 56% der Itemgesamtvarianz auf.

- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die Faktoren wie folgt: 65% (1), 35% (2).

Wie aus Tabelle 3 zu entnehmen, wird Faktor 1 wieder durch alle mit existentieller Schuld unvereinbaren Reaktionen markiert (ES-, DV, PA, NA, AN). Auf dem Faktor 2 laden ebenfalls wie bei der ersten Situation Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) hoch.

#### Situation 4

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.53 (1), 1.35 (2), .92 (3) .
- (2) Nach dem Eigenwerteverlauf ist eine zweifaktorielle Lösung angezeigt. Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 55% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation im Verhältnis 64% (1) zu 36% (2) auf die Faktoren.

Auch hier laden auf Faktor 1 die mit existentieller Schuld unvereinbaren Reaktionen hoch, wobei lediglich das Angstitem (AN) das Ladungskriterium nicht erfüllt. Faktor 2 wird wieder durch Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) markiert (vgl. Tabelle 3).

#### Situation 5

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.65 (1), 1.65 (2), .77 (3) .

- (2) Wegen des Eigenwerteverlaufs wird eine zweifaktorielle Lösung interpretiert. Sie klärt 61% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren folgendermaßen: 60% (1), 40% (2).

Faktor 1 wird wieder durch mit existentieller Schuld unvereinbare Gedanken markiert. Lediglich Diskrepanzverleugnung (DV) bildet hier eine Ausnahme, sie lädt zusammen mit Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) hoch auf Faktor 2. Dieses Ladungsmuster ist angesichts der gewählten Itemformulierungen (vgl. DALBERT et al. 1982) durchaus plausibel.

#### Situation 6

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.58 (1), 1.48 (2), .87 (3).
- (2) Nach dem Eigenwerteverlauf wurde eine zweifaktorielle Lösung gewählt. Sie klärt 58% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation wie folgt auf die beiden Faktoren: 62% (1), 38% (2).

Ähnlich der faktorenanalytisch vorgefundenen Strukturen der bisher besprochenen Situationen wird Faktor 1 durch mit existentieller Schuld unvereinbare Reaktionen markiert, mit Ausnahme der internen Notlagenattribution (NA), die das Ladungskriterium nicht erfüllt (vgl. Tabelle 3). Faktor 2 wird wieder durch Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) markiert.

#### Situation 7

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.87 (1), 1.37 (2), .72 (3).

- (2) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 61% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 67% (1) zu 33% (2).

Wie Tabelle 3 zu entnehmen ist, markieren alle mit existentieller Schuld unvereinbaren Reaktionen Faktor 1 und Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) Faktor 2.

#### Situation 8

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 3.22 (1), 1.39 (2), .71 (3) .
- (2) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 66% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich nach der Varimaxrotation die aufgeklärte Varianz auf die beiden Faktoren folgendermaßen: 64% (1), 36% (2).

Aus Tabelle 3 wird ersichtlich, daß auch hier wieder alle mit existentieller Schuld unvereinbaren gedanklichen Reaktionen (ES-, DV, PA, NA, AN) auf Faktor 1, Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) auf Faktor 2 hoch laden.

#### Situation 9

- (1) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 2.48 (1), 1.50 (2), .93 (3) .
- (2) Nach dem Scree-Test wäre eine drei- und eine zweifaktorielle Lösung denkbar. Weil der dritte Eigenwert kleiner 1 ist, wird die zweifaktorielle Lösung interpretiert. Sie klärt 57% der Itemgesamtvarianz auf.

(3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 62% (1) zu 38% (2).

Tabelle 3 ist zu entnehmen, daß auch bei dieser Situation alle mit existentieller Schuld unvereinbaren gedanklichen Reaktionen Faktor 1 markieren und Faktor 2 durch Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) indiziert wird.

Der Vergleich der neun Faktorenanalysen (nach Situationen getrennt) zeigt deutlich, daß vor allem Verachtung (ES-) und interne Privilegattribution (PA), tendenziell auch Diskrepanzverleugnung (DV), interne Notlagenattribution (NA) und Angst (AN) einen Itemkomplex auf dem jeweils ersten Faktor bilden, der als "mit existentieller Schuld unvereinbare gedankliche Reaktionen" bezeichnet werden kann. Ein hiervon relativ unabhängiges Syndrom wird durch Mitleid (ML) und existentielle Schuld (ES+) geprägt, die bis auf Situation 2 bei allen Faktorenanalysen den zweiten Faktor bilden und entweder gering oder mit umgekehrtem Vorzeichen auf dem ersten Faktor laden. Hier könnte also von mit existentieller Schuld unvereinbaren Reaktionen gesprochen werden. Trotz dieser Ähnlichkeiten zeigen die Ergebnisse aber auch situationsspezifische Zusammenhänge der gedanklichen Reaktionen, also Strukturunterschiede zwischen den Situationen. Dies wird besonders bei den Faktorenanalysen der Situation 2, Situation 5 und bei der dreifaktoriellen Lösung der simultanen Faktorenanalyse der neun Situationen deutlich (vgl. Tabelle 3).

Da die Hypothesen zur Validität des Konstruktes Existentielle Schuld auch aggregiert über alle neun Situationen geprüft werden sollen (vgl. DALBERT, SCHMITT & MONTADA 1983), werden zusätzlich die Zusammenhänge zwischen ES+, ES-, DV, PA, NA, ML und AN auf der Grundlage individueller Mittelwerte über die neun Situationen mitgeteilt. Die Berechtigung für eine solche Mittelung geben die oben erläuterten Ergebnisse der Faktorenanalysen (vgl. Tabelle 3). Eine Faktorenanalyse der Interkorrelationsmatrix dieser sieben Variab-

len erübrigt sich; die Korrelationen selbst sind anschaulich genug (vgl. Tabelle 4).

Tabelle 4: Interkorrelationen der sieben Reaktionen des ES 1 (über 9 Situationen gemittelt) (314 ≤ N ≤ 326)

	ES+	ES-	DV	PA	NA	ML	AN
ES+	1.00						
ES-	--	1.00					
DV	-.18 <sup>1)</sup>	.76	1.00				
PA	--	.84	.76	1.00			
NA	-.13	.83	.73	.76	1.00		
ML	.73	--	--	--	--	1.00	
AN	-.23	.78	.70	.80	.70	--	1.00

<sup>1)</sup> In der Tabelle sind nur signifikante Werte ( $p \leq .01$ ) aufgeführt.

Die Zahlen in Tabelle 4 festigen das in den Faktorenanalysen dieser Variablen über alle neun Situationen und getrennt nach ihnen gewonnene Bild: Die mit existentielle Schuld unvereinbaren Gedanken (ES-, DV, PA, NA, AN) bilden ein von mit existentieller Schuld vereinbaren Gedanken (ES+, ML) relativ unabhängiges aber in sich geschlossenes Cluster.

#### 4. Analysen der Skalen zur Erfassung der Kovariate

##### 4.1 Handlungsspielraum (HS 1)

Diese Skala wurde von REICHLÉ & DALBERT (1983) entwickelt. Sie enthält neun Items, die sich auf dieselben Opfergruppe x Privileg-Kombinationen wie DE 1 und ES 1 beziehen. Jedem Item ist eine Aufforderung zur gedanklichen Auseinandersetzung mit der jeweiligen Benachteiligung der jeweiligen Opfergruppe vorgeschaltet (zum Wortlaut vgl. REICHLÉ & DALBERT 1983). Der Wortlaut der Items selbst ist Tabelle 5 zu entnehmen.

(1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt Alpha = .89.

- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .89$ , nach GUTTMAN  $r = .88$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 4.79 (1), 1.08 (2), .72 (3) .
- (4) Der Eigenwerteverlauf weist auf die Eindimensionalität der Skala hin. Aus inhaltlichen Gründen wurde jedoch die dreifaktorielle Lösung interpretiert, die 72% der Itemgesamtvarianz aufklärt.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich nach der Varimaxrotation wie folgt auf die drei Faktoren: 34.2% (1), 33.1% (2) und 32.6% (3).

Wie aus Tabelle 5 ersichtlich wird, ergibt sich bei der dreifaktoriellen Lösung ein sehr klares Ladungsmuster. Auf dem ersten Faktor laden die drei Items (2, 5 und 8) hoch, die die eingeschätzten Wirkungsmöglichkeiten auf die Notlagen türkischer Gastarbeiter in der BRD betreffen.

Der zweite Faktor wird analog durch die drei Items markiert, die die Opfergruppe der Menschen in der Dritten Welt betreffen (Item 1, 4 und 7).

Entsprechend laden auf Faktor 3 jene Items hoch, die sich auf die Opfergruppe Körperbehinderte in der BRD beziehen (Item 3, 6 und 9) .

Alle Items laden auf einem Faktor markant, auf den jeweiligen anderen nur geringfügig; die Lösung weist eine klare Einfachstruktur auf. Jeder Faktor bindet fast genau ein Drittel der aufgeklärten Itemgesamtvarianz. Deshalb ist die Bildung opfergruppenspezifischer Teilskalenwerte berechtigt.

Darüber hinaus lassen die hohe interne Konsistenz und die Reliabilität der Skala sowie die guten Itemtrennschärfen die Bildung eines Skalengesamtwertes zu.

Tabelle 5: Ergebnisse der Analyse der Skala HS 1 (N = 335)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
1.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der materiellen Situation der Menschen in der Dritten Welt ...	2.89	1.22	.59	-.18	<u>.77</u>	.25
2.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der politischen Einflußmöglichkeiten der türkischen Gastarbeiter in der BRD ...	2.76	1.34	.62	<u>-.84</u>	.13	.23
3.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der Arbeitsplatzsituation der Körperbehinderten in der BRD ...	3.12	1.33	.67	-.36	.21	<u>.72</u>
4.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der Wohnsituation der Menschen in der Dritten Welt ...	2.24	1.19	.56	-.30	<u>.82</u>	.04
5.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der materiellen Situation der türkischen Gastarbeiter in der BRD ...	2.58	1.21	.71	<u>-.74</u>	.32	.29
6.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der Wohnsituation der Körperbehinderten in der BRD ...	3.15	1.35	.74	-.40	.29	<u>.70</u>
7.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der medizinischen Versorgung der Menschen in der Dritten Welt ...	2.75	1.24	.61	-.11	<u>.76</u>	.36
8.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der Wohnsituation der türkischen Gastarbeiter in der BRD ...	2.61	1.21	.68	<u>-.72</u>	.22	.36
9.	(Selbst) wenn ich wollte, könnte ich auf die Veränderung der Kontaktmöglichkeiten der Körperbehinderten in der BRD ...	3.99	1.32	.62	-.21	.18	<u>.83</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "keinen Einfluß nehmen", 6 heißt: "großen Einfluß nehmen".

#### 4.2 Verteilungsgerechtigkeitsüberzeugungen (VG 1)

Die Skala Verteilungsgerechtigkeitsüberzeugungen (vgl. MONTADA et al. 1983) beruht auf der faktorenanalytischen Dimensionierung eines experimentellen Fragebogens von SCHMITT (1980, vgl. auch SCHMITT & MONTADA 1982) und umfaßt 32 Items, deren Wortlaut Tabelle 6 zu entnehmen ist. Die Skala ist vierdimensional konstruiert. Je zehn Items sollen Gerechtigkeitsüberzeugungen im Sinne des Leistungs- und des Bedürfnisprinzips messen, je sechs Items repräsentieren faktische Gleichaufteilung und Chancengleichheit als Gerechtigkeitsüberzeugungen. Hauptkomponentenanalyse und Varimaxrotation führten zu folgenden Resultaten:

- (1) Die Eigenwerte der ersten neun Hauptkomponenten betragen:  
5.54 (1), 3.58 (2), 2.62 (3), 2.39 (4), 1.30 (5), 1.13 (6),  
1.11 (7), 1.04 (8), .96 (9).
- (2) Die aufgrund des Eigenwerteverlaufs interpretierte vierfaktorielle Lösung klärt 44% der Itemgesamtvarianz auf.
- (3) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der vierfaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation folgendermaßen auf die Faktoren: 29% (1), 24% (2), 30% (3), 17% (4).

Wie aus Tabelle 6 ersichtlich, laden auf dem ersten Faktor sechs der zehn Items (Items 3, 4, 13, 21, 24, 31) hoch, die der a priori Dimension "Bedürfnisprinzip" angehören.

Faktor 2 wird durch neun der zehn Items der a priori Dimension "Leistungsprinzip" markiert (Items 1, 2, 5, 9, 10, 11, 14, 27, 29)

.

Faktor 3 wird durch die Items der a priori Dimension "Prinzip der Chancengleichheit" markiert (Items 8, 15, 20, 22, 26, 32).

Auf Faktor 4 laden vier der sechs Items hoch, die die a priori Dimension "Prinzip der faktischen Gleichheit" bilden (Items 6, 12, 28, 30).

Tabelle 6: Ergebnisse der Analyse der Skala VG 1 (N=277)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$
1.	Ich finde einen Unternehmer gerecht, wenn er in Krisenzeiten zuerst die Arbeiter mit der kürzesten Betriebszugehörigkeit entläßt.	3.18	1.38	-.19	<u>-.50</u>	.02	.13
2.	Ich finde es gerecht, wenn in einem Internat die schönsten Zimmer an die Schüler mit den besten Schulnoten vergeben werden.	4.80	1.34	.00	<u>-.56</u>	-.03	-.14
3.	Unterhalten Freunde gemeinsam ein Auto, finde ich es gerecht, wenn sie sich die anfallenden Kosten ihrem Einkommen entsprechend teilen.	2.98	1.70	<u>.60</u>	.06	.09	.08
4.	Ich finde es gerecht, wenn Freunde gemeinsam erwirtschafteten Gewinn so unter sich aufteilen, daß der mehr bekommt, der mehr braucht, weil er eine größere Familie ernähren muß.	3.10	1.52	<u>.76</u>	.13	.07	.01
5.	Ich finde, solange Jugendliche ihre Kleider von ihren Eltern bezahlt bekommen, sollten die Eltern fairerweise auch bestimmen dürfen, was gekauft wird.	4.46	1.35	.04	<u>-.53</u>	.15	-.05
6.	Ich finde es gerecht, wenn in einem Betrieb, der wegen Absatzschwierigkeiten Kurzarbeit beschließt, die Arbeitnehmer abwechselnd zu Kurzarbeit eingeteilt werden.	1.78	1.00	-.01	-.12	.06	<u>.54</u>
7.	Wenn zwei befreundete Lehrlinge nach der Lehre beide für dieselbe Stelle in Frage kommen, finde ich es gerecht, wenn derjenige mit den insgesamt besseren Berufschancen zugunsten seines Freundes auf eine Bewerbung verzichtet.	3.52	1.51	.49	-.13	.17	.00
8.	Ich finde, ein Unternehmer handelt dann gerecht, wenn er während einer schweren Absatzflaute das Los entscheiden läßt, welche Betriebsangehörigen entlassen werden.	4.87	1.29	.19	-.16	<u>.68</u>	-.02

Fortsetzung Tabelle 6

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$
9.	Ich finde einen Lehrer gerecht, wenn er Lob und Tadel nur aufgrund der Leistungen seiner Schüler verteilt.	3.66	1.69	-.14	<u>-.52</u>	.15	.05
10.	Gewinnen zwei Freunde in einem Tennisturnier das Doppel, finde ich es fair, wenn der den Pokal bekommt, dem der Erfolg in erster Linie zu verdanken ist.	3.86	1.62	.24	<u>-.63</u>	.16	.00
11.	Arbeiten zwei Freunde zusammen, finde ich es gerecht, wenn der tüchtigere mehr vom gemeinsam erarbeiteten Gewinn erhält.	3.71	1.46	.18	<u>-.61</u>	-.01	-.05
12.	Gewinnt eine Gruppe befreundeter Filmemacher gemeinsam einen Preis, finde ich es gerecht, wenn jeder einen gleich großen Anteil des Geldes erhält.	1.60	.85	-.08	.11	.05	<u>.64</u>
13.	Kommen zwei Angestellte gleichermaßen für eine bessere Stelle in Betracht, finde ich es gerecht, den zu befördern, der mit seiner bisherigen Stelle unzufriedener war und für den die Beförderung daher mehr bedeuten würde.	4.20	1.42	<u>.54</u>	-.15	.16	-.15
14.	Ich finde es gerecht, daß knappe Studienplätze an die Bewerber mit den besseren Abiturnoten vergeben werden.	3.53	1.58	-.05	<u>-.63</u>	.02	.10
15.	Gibt es in einer Lehrwerkstatt zu viele Bewerber um die vorhandenen Ausbildungsplätze, finde ich es gerecht, wenn die Plätze verlost werden.	3.97	1.58	.01	-.12	<u>.88</u>	.06
16.	Ich finde es gerecht, daß Studienbewerber mit eigener Familie bei der Wahl des Studienortes den Vortritt vor Bewerbern ohne Familie haben.	2.45	1.39	.45	-.08	-.13	.18
17.	Wenn zwei Freunde gemeinsam eine Bergtour unternehmen und einer von beiden dabei einen Teil seiner Ausrüstung verliert, finde ich, sollten sie sich den Schaden gerechterweise teilen.	3.41	1.42	.42	-.05	.12	-.02

Fortsetzung Tabelle 6

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$
18.	Ich finde einen Arbeitgeber gerecht, wenn er zuerst die Urlaubswünsche der altgedienten Mitarbeiter berücksichtigt.	3.45	1.39	.39	-.44	-.02	.00
19.	Ich finde, in einem Schülerwohnheim sollten die schönsten Zimmer von den Schülern gerechterweise abwechselnd bewohnt werden dürfen.	2.54	1.40	.34	.13	.17	.40
20.	Bewerben sich mehrere Behinderte auf eine für Behinderte geschaffene Arbeitsstelle, finde ich es gerecht, wenn das Los darüber entscheidet, wer eingestellt wird.	3.70	1.64	.07	-.12	<u>.86</u>	.09
21.	Gewinnen zwei gute Freunde gemeinsam in einem Preisausschreiben Geld, finde ich es gerecht, wenn der mehr bekommt, der das Geld dringender benötigt.	3.94	1.54	<u>.70</u>	.04	.09	-.18
22.	Ich finde, daß ein Kleinunternehmer, der höchstens einen seiner drei Söhne in seinem Betrieb beschäftigen kann, gerechterweise das Los entscheiden lassen sollte.	4.31	1.43	.21	-.01	<u>.68</u>	-.16
23.	Ich finde es gerecht, wenn in einem Internat Schüler mit Konzentrationschwächen die ruhigeren Arbeitszimmer bekommen.	2.10	.92	.35	.05	-.08	.33
24.	Ich finde, Gewinnbeteiligung in einem Betrieb ist dann gerecht geregelt, wenn Bedienstete mit niedrigem Einkommen eine höhere Prämie bekommen als Bedienstete mit hohem Einkommen.	3.79	1.61	<u>.62</u>	.16	.22	-.13
25.	Ich finde es gerecht, wenn Lehrer solche Schüler, die sich wenig zutrauen und nicht selbstbewußt sind, häufiger loben als andere.	1.99	1.02	.41	.02	-.03	.47

Fortsetzung Tabelle 6

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$l_1$	$l_2$	$l_3$	$l_4$
26.	Bewerben sich mehrere Abiturienten um einen Studienplatz, finde ich es gerecht, wenn der Platz verlost wird.	3.75	1.59	.07	-.09	<u>.86</u>	.10
27.	Ich finde es fair, wenn der Urlaubspartner, der für den gemeinsamen Urlaub mehr Geld beisteuert, auch das Urlaubsziel bestimmen darf.	4.11	1.40	.06	<u>-.61</u>	.20	-.08
28.	Ich finde es gerecht, wenn zwei berufstätige Ehepartner ihr gemeinsames Auto abwechselnd für die Fahrt zum Arbeitsplatz benutzen.	2.09	1.07	.05	-.03	-.09	<u>.67</u>
29.	Ich finde es gerecht, wenn auch bei der Anstellung von Behinderten zunächst die Bewerber mit der höheren Leistungsfähigkeit berücksichtigt werden.	3.32	1.41	-.24	<u>-.55</u>	-.05	.07
30.	Wenn zwei Schüler beim Schmücken eines Klassenzimmers geholfen haben, finde ich ihre Lehrerin dann gerecht, wenn sie beide grundsätzlich gleich viel lobt.	1.64	.85	-.12	-.05	.07	<u>.70</u>
31.	Ich finde es gerecht, wenn Arbeitnehmer mit dem geringsten Einkommen am längsten von Kurzarbeit verschont bleiben.	2.63	1.33	<u>.63</u>	.07	.07	.19
32.	Bewerben sich mehrere LKW-Fahrer bei einer Spedition um eine Stelle, finde ich es gerecht, wenn die Stelle verlost wird.	4.00	1.54	.17	-.07	<u>.83</u>	.08

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

Dieses Ergebnis entspricht den Erwartungen. Die mit einem anderen Instrument (vgl. SCHMITT & MONTADA 1982) erzielte faktorielle Struktur konnte repliziert werden; die Zuordnung der Items zu den Faktoren entspricht der a priori getroffenen (vgl. MONTADA et al. 1983, p. 18).

In den folgenden vier Item- und Skalenanalysen wurden die vier Faktoren als Teilskalen behandelt, wobei nur Items mit markanten Ladungen in unserem Sinn (vgl. Punkt 2.1 (d)) in die Teilskala aufgenommen wurden.

#### Bedürfnisprinzip (BP 1)

Diese Teilskala besteht aus den folgenden Items der Skala VG 1:  
Items 3, 4, 13, 21, 24, 31.

- (1) Die interne Konsistenz der Teilskala beträgt  $\text{Alpha} = .79$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .79$ , nach GUTTMAN  $r = .79$ .

Die Trennschärpen der Items sind Tabelle 7 zu entnehmen.

#### Leistungsprinzip (LP 1)

Diese Teilskala besteht aus den folgenden Items der Skala VG 1:  
Items 1, 2, 5, 9, 10, 11, 14, 27, 29.

- (1) Die interne Konsistenz der Teilskala beträgt  $\text{Alpha} = .76$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .76$ , nach GUTTMAN  $r = .75$ .

Die Trennschärpen der Items sind ebenfalls Tabelle 7 zu entnehmen.

#### Chancengleichheit (CG 1)

Die Items 8, 15, 20, 22, 26, 32 der Gesamtskala VG 1 bilden diese Teilskala.

- (1) Die interne Konsistenz der Teilskala beträgt  $\text{Alpha} = .90$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .91$ , nach GÜTTMAN  $r = .91$ .

Aus Tabelle 7 werden die Trennschärfen der Items ersichtlich.

#### Faktische Gleichheit (FG 1)

Die Teilskala FG 1 besteht aus den Items 6, 12, 28, 30 der Gesamtskala VG 1.

- (1) Die interne Konsistenz der Teilskala beträgt  $\text{Alpha} = .61$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .58$ , nach GÜTTMAN  $r = .58$ .

Aus Tabelle 7 werden die Trennschärfen der Items deutlich.

Nur die Eigenschaften der Teilskala, die die Überzeugung messen soll, Chancengleichheit sei ein gerechtes Kriterium für Verteilungsentscheidungen, sind gut und weisen die Teilskala als eindimensional aus. Dies liegt höchstwahrscheinlich mit daran, daß die in den Items enthaltenen Verteilungskonflikte ausnahmslos den Ausbildungs-, Studien- oder Arbeitsplatz betreffen. Der Verteilungsgegenstand ist homogen, was die Konsistenz der Einschätzung eines bestimmten Verfahrens zu seiner Aufteilung als gerecht fördert (vgl. SCHMITT & MONTADA 1982). Im Unterschied dazu sind die in den Items der anderen Teilskalen enthaltenen Aufteilungskonflikte auch auf andere Güter (materielle Güter, Privilegien, symbolische Werte) bezogen.

Die Eigenschaften der Teilskalen, die die Überzeugung messen sollen, das Bedürfnis- und das Leistungsprinzip seien gute Kriterien zur gerechten Lösung von Aufteilungsentscheidungen, sind nicht ganz befriedigend; die internen Konsistenzen liegen unter .80.

Tabelle 7: Ergebnisse der Analyse der Teilskalen BP 1, LP 1, CG 1, FG 1 (N = 290)

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>
3.	Unterhalten Freunde gemeinsam ein Auto, finde ich es gerecht, wenn sie sich die anfallenden Kosten ihrem Einkommen entsprechend teilen.	.53			
4.	Ich finde es gerecht, wenn Freunde gemeinsam erwirtschafteten Gewinn so unter sich aufteilen, daß der mehr bekommt, der mehr braucht, weil er eine größere Familie ernähren muß.	.65			
13.	Kommen zwei Angestellte gleichermaßen für eine bessere Stelle in Betracht, finde ich es gerecht, den zu befördern, der mit seiner bisherigen Stelle unzufriedener war und für den die Beförderung daher mehr bedeuten würde.	.41			
21.	Gewinnen zwei gute Freunde gemeinsam in einem Preisausschreiben Geld, finde ich es gerecht, wenn der mehr bekommt, der das Geld dringender benötigt.	.55			
24.	Ich finde, Gewinnbeteiligung in einem Betrieb ist dann gerecht geregelt, wenn Bedienstete mit niedrigem Einkommen eine höhere Prämie bekommen als Bedienstete mit hohem Einkommen.	.59			
31.	Ich finde es gerecht, wenn Arbeitnehmer mit dem geringsten Einkommen am längsten von Kurzarbeit verschont bleiben.	.53			
1.	Ich finde einen Unternehmer gerecht, wenn er in Krisenzeiten zuerst die Arbeiter mit der kürzesten Betriebszugehörigkeit entläßt.	.34			
2.	Ich finde es gerecht, wenn in einem Internat die schönsten Zimmer an die Schüler mit den besten Schulnoten vergeben werden.	.42			

Fortsetzung Tabelle 7

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>
5.	Ich finde, solange Jugendliche ihre Kleider von ihren Eltern bezahlt bekommen, sollten die Eltern fairerweise auch bestimmen dürfen, was gekauft wird.			.41	
9.	Ich finde einen Lehrer gerecht, wenn er Lob und Tadel nur aufgrund der Leistungen seiner Schüler verteilt.			.43	
10.	Gewinnen zwei Freunde in einem Tennisturnier das Doppel, finde ich es fair, wenn der den Pokal bekommt, dem der Erfolg in erster Linie zu verdanken ist.			.49	
11.	Arbeiten zwei Freunde zusammen, finde ich es gerecht, wenn der tüchtigere mehr vom gemeinsam erarbeiteten Gewinn erhält.			.45	
14.	Ich finde es gerecht, daß knappe Studienplätze an die Bewerber mit den besseren Abiturnoten vergeben werden.			.48	
27.	Ich finde es fair, wenn der Urlaubspartner, der für den gemeinsamen Urlaub mehr Geld beisteuert, auch das Urlaubsziel bestimmen darf.			.51	
29.	Ich finde es gerecht, wenn auch bei der Anstellung von Behinderten zunächst die Bewerber mit der höheren Leistungsfähigkeit berücksichtigt werden.			.40	
8.	Ich finde, ein Unternehmer handelt dann gerecht, wenn er während einer schweren Absatzflaute das Los entscheiden läßt, welche Betriebsangehörigen entlassen werden.			.60	
15.	Gibt es in einer Lehrwerkstatt zu viele Bewerber um die vorhandenen Ausbildungsplätze, finde ich es gerecht, wenn die Plätze verlost werden.			.82	

Fortsetzung Tabelle 7

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>	r <sub>it</sub>
20.	Bewerben sich mehrere Behinderte auf eine für Behinderte geschaffene Arbeitsstelle, finde ich es gerecht, wenn das Los darüber entscheidet, wer eingestellt wird.			.81	
22.	Ich finde, daß ein Kleinunternehmer, der höchstens einen seiner drei Söhne in seinem Betrieb beschäftigen kann, gerechterweise das Los entscheiden lassen sollte.			.59	
26.	Bewerben sich mehrere Abiturienten um einen Studienplatz, finde ich es gerecht, wenn der Platz verlost wird.			.80	
32.	Bewerben sich mehrere LKW-Fahrer bei einer Spedition um eine Stelle, finde ich es gerecht, wenn die Stelle verlost wird.			.80	
6.	Ich finde es gerecht, wenn in einem Betrieb, der wegen Absatzschwierigkeiten Kurzarbeit beschließt, die Arbeitnehmer abwechselnd zu Kurzarbeit eingeteilt werden.			.31	
12.	Gewinnt eine Gruppe befreundeter Filmemacher gemeinsam einen Preis, finde ich es gerecht, wenn jeder einen gleich großen Anteil des Geldes erhält.			.41	
28.	Ich finde es gerecht, wenn zwei berufstätige Ehepartner ihr gemeinsames Auto abwechselnd für die Fahrt zum Arbeitsplatz benutzen.			.42	
30.	Wenn zwei Schüler beim Schmücken eines Klassenzimmers geholfen haben, finde ich ihre Lehrerin dann gerecht, wenn sie beide grundsätzlich gleich viel lobt.			.46	

<sup>1)</sup> Die Item-Nummern entsprechen denjenigen der Gesamtskala VG 1.

Die Teilskala FG 1 schließlich, die die Überzeugung messen soll, faktische Gleichaufteilung sei ein gutes Kriterium zur gerechten Lösung von Aufteilungsentscheidungen, weist gänzlich unbefriedigende Eigenschaften im Sinne der internen Konsistenz auf.

Folgende Möglichkeiten zur Verbesserung der Eigenschaften der Skalen BP 1, LP 1 und FG 1 sollten ausgeschöpft werden: Zunächst müßte auf dem Wege einer konfirmatorischen, eventuell obliquen Faktorenanalyse geprüft werden, ob die Items die den Teilskalen a priori zugeordnet waren, aber das Ladungskriterium nicht erreichten, in die Teilskalen mit aufgenommen werden dürfen. Dadurch ließen sich die Teilskalen mit den vorhandenen Items verlängern und vermutlich die internen Konsistenzen erhöhen. Falls dieses Verfahren fehlschlägt, müßten die Teilskalen über neu zu konstruierende Items verlängert werden. Dabei könnte auf die der Konstruktion des experimentellen Fragebogens von SCHMITT (1980) zugrundeliegende Klassifikationsmatrix sowie auf die Ergebnisse der Analysen des experimentellen Fragebogens selbst zurückgegriffen werden.

#### 4.3 Lebenszufriedenheit (LZ 1)

Dieses von MONTADA et al. (1983) konstruierte Instrument zur Erfassung der Lebenszufriedenheit der Probanden besteht aus zwölf Items.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\text{Alpha} = .86$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .86$ , nach GUTTMAN  $r = .86$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 5.46 (1) , .1.36 (2) , .89 (3) .
- (4) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 57% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz in der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 68% (1) zu 32% (2).

Tabelle 8: Ergebnisse der Analyse der Skala LZ 1 (N = 214)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
1.	Wenn ich so auf mein bisheriges Leben zurückblicke, bin ich recht zufrieden.	2.34	1.08	.68	<u>-.82</u>	.19
2.	Ich glaube, daß mir die Zeit noch einige interessante und erfreuliche Dinge bringen wird.	1.87	.97	.44	<u>-.73</u>	-.14
3.	Ich bin mit meinem Leben zufrieden.	2.18	1.01	.76	<u>-.84</u>	.24
4.	Ich habe an meinem Arbeitsplatz nichts Grundsätzliches auszusetzen.	2.65	1.35	.57	-.30	<u>.72</u>
5.	Über meine Möglichkeiten, Leute kennenzulernen und Freundschaften zu schließen, kann ich mich nicht beklagen.	2.32	1.24	.43	-.46	.30
6.	Im großen und ganzen sind meine politischen Rechte und Einflußmöglichkeiten so, wie ich mir sie wünsche.	3.30	1.33	.36	-.16	<u>.70</u>
7.	Im Prinzip habe ich an der medizinischen Versorgung nichts auszusetzen.	2.50	1.34	.33	-.02	<u>.76</u>
8.	Wenn ich an mein bisheriges Leben zurückdenke, so habe ich viel von dem erreicht, was ich erstrebe.	2.53	1.15	.59	<u>-.61</u>	.37
9.	Ich glaube, daß sich vieles, was ich mir für mich erhoffe, erfüllen wird.	2.53	1.05	.48	<u>-.66</u>	.12
10.	Im allgemeinen kann ich mich über meine finanzielle Lage nicht beklagen.	2.40	1.34	.53	<u>-.63</u>	.17
11.	Ich bin mit meiner Lebenssituation zufrieden.	2.26	1.13	.76	<u>-.84</u>	.24
12.	Mein Leben könnte kaum glücklicher sein, als es ist.	2.85	1.30	.72	<u>-.71</u>	.39

1) Die Antwortskala reicht von 1-6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

Faktor 1 der Skala LZ 1 wird durch die Items 1, 2, 3, 8, 9, 10, 11, 12, deren Wortlaut Tabelle 8 zu entnehmen ist, markiert. Er umfaßt neben den sechs a priori der allgemeinen Lebenszufriedenheit zugeordneten Items, die beiden a priori privilegspezifisch gedachten Items 10 und 11. Die acht Markieritems des ersten Faktors stellen wir zur Teilskala "Allgemeine Lebenszufriedenheit" zusammen.

Faktor 2 wird markiert durch die Items 4, 6, 7, die die privilegspezifische Zufriedenheit bezüglich des Arbeitsplatzes, politischer Einflußmöglichkeiten und der medizinischen Versorgung erfassen. Diese drei Markieritems stellen wir zur Teilskala "Privilegspezifische Lebenszufriedenheit" zusammen.

Dieses Ergebnis weist darauf hin, daß Personen, die sich ganz allgemein als zufrieden mit ihrem Leben beschreiben, sich nicht notwendigerweise auch in spezifischen Bereichen (z.B. bzgl. ihrer Arbeitsplatzsituation) als zufrieden erleben bzw. umgekehrt.

Zur Weiterarbeit mit dem Instrument können aufgrund der Ergebnisse der Skalenanalysen sowohl über alle Items der Gesamtskala Lebenszufriedenheit hinweg als auch über die der Teilskala Allgemeine Lebenszufriedenheit zugeordneten Items sowie über die der Teilskala Privilegspezifische Lebenszufriedenheit zugeordneten Items aggregierte Werte (individuelle Mittelwerte über die entsprechenden Items) verwendet werden.

#### 4.4 Empathie (EM 1)

Die Operationalisierung des Konzeptes Empathie wird bei SCHMITT (1982) beschrieben; der Wortlaut der 18 Items geht aus Tabelle 9 hervor.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\alpha = .76$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .71$ , nach GUTTMAN  $r = .70$ .

- (3) Die Eigenwerte der ersten sechs Hauptkomponenten betragen:  
3.98 (1), 2.24 (2), 1.46 (3), 1.28 (4), 1.15 (5), .99 (6).
- (4) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 35% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation folgendermaßen auf die Faktoren:  
58% (1), 42% (2).

Wie aus Tabelle 9 zu entnehmen, laden auf dem ersten Faktor solche Items hoch, die Rollenübernahme thematisieren (Items 1, 2, 4, 7, 9, 12, 14, 17, 18). Es fällt jedoch auf, daß diese Items sämtlich positiv gepolt sind.

Faktor 2 wird durch Items markiert, deren gemeinsames Thema etwas vergrößernd als "Empathieabwehr" umschrieben werden könnte, die aber im Gegensatz zu Faktor 1 alle negativ gepolt sind (Items 3, 5, 10, 11, 15).

Die relativ geringe Konsistenz und Reliabilität der Skala, sowie die niedrigen Itemtrennschärfen und die Tatsache, daß die Faktorenanalyse Polungsfaktoren extrahiert, die zwar interpretierbar sind, aber wenig Itemgesamtvarianz erklären, weisen auf die Heterogenität der Skala hin, die somit kaum als gelungene Operationalisierung von Empathie gelten kann.

Tabelle 9: Ergebnisse der Analyse der Skala EM 1 (N = 277)

Item-Nr.	Itemwortlaut	Polung	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
1.	Ich versuche immer, mich in meinen Gegner hineinzusetzen, bevor ich etwas unternehme.	+	2.57	1.00	.33	<u>-.60</u>	.06
2.	In der Regel habe ich keine Schwierigkeiten, mich in andere Leute hineinzusetzen.	+	2.49	.95	.40	<u>-.66</u>	.06

Fortsetzung Tabelle 9

Item-Nr.	Itemwortlaut	Polung	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
3.	Ich finde es albern, wenn Leute vor lauter Glück weinen.	-	1.88	1.13	.22	-.00	<u>-.57</u>
4.	Ich glaube, ich versuche mehr als die meisten Menschen, die Gefühle anderer zu verstehen.	+	3.18	1.16	.42	<u>-.59</u>	-.06
5.	Wenn einer meiner Freunde anfängt über seine Probleme zu reden, versuche ich, das Gespräch auf ein anderes Thema zu lenken.	-	1.64	.90	.24	-.06	<u>-.55</u>
6.	Ich bin gegenüber tiefen Gefühlen anderer Menschen nicht überdurchschnittlich sensibel.	-	3.01	1.34	.36	-.31	-.38
7.	Wenn ich einem gemütskranken Menschen begegne, frage ich mich, wie ich mich an seiner Stelle fühlen würde.	+	2.78	1.16	.42	<u>-.65</u>	-.05
8.	Manchmal macht es mir Freude, Menschen zu verletzen, die ich liebe.	-	1.81	1.13	.21	-.24	-.06
9.	Ich neige dazu, gefühlsmäßig an den Problemen eines Freundes Anteil zu nehmen.	+	2.21	.94	.46	<u>-.50</u>	-.34
10.	Ich meine, andere Leute sollten sich um ihre eigenen Probleme kümmern.	-	2.75	1.46	.30	-.00	<u>-.72</u>
11.	Ich fühle mich selten besonders berührt von den Problemen und Erlebnissen anderer.	-	2.31	1.16	.52	-.26	<u>-.74</u>
12.	Wenn ich einen sehr alten Menschen sehe, frage ich mich, wie ich mich an seiner Stelle fühlen würde.	+	2.79	1.32	.40	<u>-.65</u>	.06
13.	Manchmal fällt es mir schwer zu verstehen, daß sich andere Leute über einige Dinge so ärgern können.	-	3.87	1.36	.02	.17	-.25
14.	Ich habe oft versucht mir vorzustellen, wie sich jemand fühlt, der dauernd Hunger leidet.	+	3.18	1.43	.36	<u>-.55</u>	-.06

Fortsetzung Tabelle 9

Item- Nr.	Itemwortlaut	Polung	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
15.	Man sollte sich nicht zu sehr mit den Problemen anderer Leute befassen.	-	2.76	1.30	.35	-.06	<u>-.71</u>
16.	Ich muß zugeben, daß es mir zuweilen nichts ausmacht zu sehen, wenn ein anderer verletzt wird.	-	2.19	1.28	.22	-.20	-.17
17.	Selbst wenn ich mich mit jemandem streite, versuche ich mir vorzustellen, wie er zu seiner Sichtweise steht.	+	2.97	1.19	.43	<u>-.55</u>	-.17
18.	Wenn ich ein geistig behindertes Kind sehe, versuche ich mir vorzustellen, wie es die Dinge sieht.	+	2.93	1.33	.47	<u>-.66</u>	-.09

1) Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; vor den Analysen wurde die Polung der Items vereinheitlicht; ein kleiner Wert bedeutet jetzt mehr Empathie als ein großer Wert.

Dasselbe Instrument war bereits in der Untersuchung interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber eingesetzt worden. Auch dort wiesen die Skalenstatistiken und die faktorenanalytisch vorgefundene Struktur auf eine hohe Heterogenität der Skala hin (vgl. SCHMITT, DALBERT & MONTADA 1983, p. 55ff.): Nur neun der 18 Items luden markant auf den beiden varianzstärksten Faktoren, die den beiden hier beschriebenen aber inhaltlich entsprechen.

#### 4.5 Gerechte-Welt-Glaube (GW 1)

Dieses Instrument wurde von MONTADA et al. (1983) entwickelt und setzt sich aus drei als unabhängig konzipierten Skalen zusammen, (a) der Skala Zentralität, (b) der Skala Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube und (c) der Skala Bereichsspezifischer Gerechte-Welt-Glaube.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\text{Alpha} = .86$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .88$ , nach GUTTMAN  $r = .88$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten vier Hauptkomponenten betragen: 6.56 (1), 2.74 (2), 1.34 (3), .92 (4) .
- (4) Die interpretierte dreifaktorielle Lösung klärt 53% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach Varimaxrotation folgendermaßen auf die drei Faktoren: 45% (1), 25% (2) und 30% (3).

Auf dem ersten Faktor laden die Items der Skala Bereichsspezifischer Gerechte-Welt-Glaube hoch. Markieritems des zweiten Faktors sind fünf der sechs Items der Skala Zentralität, und der Faktor 3 wird durch die Items der Skala Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube markiert.

Dieses Ergebnis entspricht den an das Konstruktionsprinzip geknüpften Erwartungen. Lediglich der hohe Alpha-Wert für die Gesamtskala entspricht nicht den Erwartungen und ist inhaltlich nicht eindeutig interpretierbar. Die Skala Zentralität soll unabhängig vom Glauben, ob man in einer gerechten Welt lebt, die subjektive Bedeutsamkeit des Wertes Gerechtigkeit erheben. Ein Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube meint die Überzeugung in einer Welt zu leben, die letztlich gerecht ist. Der Bereichsspezifische Glauben an eine gerechte Welt erhebt die Bewertung ganz spezifischer Situationen Dritter auf der Dimension Gerechtigkeit. Zur Prüfung der Frage, ob die theoretisch konzipierten und faktorenanalytisch bestätigten drei Skalen befriedigende Skalenstatistiken aufweisen, werden sie getrennt Skalenanalysen unterzogen, deren Ergebnisse in den drei folgenden Abschnitten berichtet werden.

#### 4.5.1 Bereichsspezifischer Gerechte-Welt-Glaube

Die Teilskala umfaßt acht Items, deren Wortlaut Tabelle 10 zu entnehmen ist.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\text{Alpha} = .88$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .86$ , nach GUTTMAN  $r = .85$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten zwei Hauptkomponenten betragen: 4.47 (1), .80 (2).
- (4) Der Eigenwerteverlauf weist darauf hin, daß den Items lediglich ein gemeinsamer Faktor zugrundeliegt. Er klärt 56% der Itemgesamtvarianz auf.

Die skalenanalytischen Ergebnisse (vgl. auch Tabelle 10) und das faktorenanalytisch gewonnene Bild gestatten es, über diese Items gebildete individuelle Mittelwerte als Skalenwerte zu verwenden.

Tabelle 10: Ergebnisse der Analyse der Skala Bereichsspezifischer Gerechte-Welt-Glaube (N = 290)

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
3.	Ich finde, es gibt keine ungerechtfertigten Unterschiede im Wohlstand zwischen Ländern der Dritten Welt und Industrieländern.	4.74	1.30	.54
5.	Ich finde, hier in der Bundesrepublik gibt es keine politische Benachteiligung der Gastarbeiter.	4.03	1.49	.65
7.	Meiner Meinung nach können in der Bundesrepublik auch Behinderte nicht über Ungerechtigkeiten bei der Vergabe von Arbeitsplätzen klagen.	4.29	1.29	.73
10.	Ich finde, daß es in der Bundesrepublik keine materielle Benachteiligung der Gastarbeiter gibt.	4.00	1.41	.71

Fortsetzung Tabelle 10

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
12.	Ich denke, daß in der Bundesrepublik auch Körperbehinderte bei der Wohnungssuche nicht benachteiligt sind.	4.63	1.14	.69
15.	Heutzutage gibt es meiner Meinung nach in der medizinischen Versorgung keine Benachteiligung der Dritten Welt mehr.	5.16	.97	.60
16.	Auf dem Wohnungsmarkt in der Bundesrepublik gibt es meines Erachtens keine Benachteiligung der Gastarbeiter.	5.01	1.02	.70
19.	Meiner Meinung nach gibt es bei uns auch für Behinderte so vielfältige Möglichkeiten, Leute kennenzulernen, daß sie sich nicht benachteiligt fühlen müssen.	4.00	1.15	.63

<sup>1)</sup> Die Item-Nummern entsprechen denjenigen des Instruments GW 1.

<sup>2)</sup> Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

#### 4.5.2 Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube

Diese Teilskala umfaßt sechs Items, deren Wortlaut Tabelle 11 zu entnehmen ist.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\text{Alpha} = .82$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .77$ , nach GUTTMAN  $r = .77$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten zwei Hauptkomponenten betragen: 3.16 (1), .80 (2).
- (4) Den Items liegt nur ein gemeinsamer Faktor zugrunde. Er klärt 53% der Itemgesamtvarianz auf.

Die Skalenstatistiken und Trennschärpen (vgl. Tabelle 11) weisen gute Meßeigenschaften auch dieser Skala - trotz ihrer Kürze - nach, so daß auch hier die über diese Items gebildeten individuellen Mittelwerte als Skalenwerte verwendet werden dürfen.

Tabelle 11: Ergebnisse der Analyse der Skala Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube (N = 290)

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
2.	Ich finde, daß es auf der Welt im allgemeinen gerecht zugeht.	4.61	1.16	.65
4.	Ich glaube, daß die Leute im großen und ganzen das bekommen, was ihnen gerechterweise zusteht.	4.43	1.17	.59
8.	Ich bin sicher, daß immer wieder die Gerechtigkeit in der Welt die Oberhand gewinnt.	4.17	1.43	.67
11.	Ich bin überzeugt, daß irgendwann jeder für erlittene Ungerechtigkeit entschädigt wird.	4.38	1.39	.46
14.	Ungerechtigkeiten sind nach meiner Auffassung in allen Lebensbereichen (z.B. Beruf, Familie, Politik) eher die Ausnahme als die Regel.	4.12	1.29	.57
18.	Ich denke, daß sich bei wichtigen Entscheidungen alle Beteiligten um Gerechtigkeit bemühen.	3.45	1.28	.59

1)

Die Item-Nummern entsprechen denjenigen des Instrumentes GW 1.

2)

Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

#### 4.5.3 Gerechtigkeitszentralität

Die Teilskala enthält fünf Items und ist in ihrem Wortlaut in Tabelle 12 wiedergegeben.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\text{Alpha} = .73$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .72$ , nach GUTTMAN  $r = .69$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten zwei Hauptkomponenten betragen: 2.43 (1), .73 (2).
- (4) Der Eigenwerteverlauf weist darauf hin, daß den Items nur ein gemeinsamer Faktor zugrundeliegt. Er bindet 49% der Itemgesamtvarianz.

Aus den angegebenen Skalen- und Itemstatistiken wird deutlich, daß diese Skala nicht unseren Homogenitätskriterien (vgl. Punkt 2.1) entspricht. Trotz der Kürze der Skala ist ihre Konsistenz für die Bildung von Skalenwerten als individuelle Itemmittelwerte zu gering.

Tabelle 12: Ergebnisse der Analyse der Skala Gerechtigkeitszentralität (N = 290)

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
1.	Es gibt kaum etwas, das mich so erzürnt, wie die Beobachtung von Ungerechtigkeit.	1.84	.92	.51
6.	Ich könnte mit niemandem eng befreundet sein, der kein ausgeprägtes Gefühl für Gerechtigkeit hat.	2.41	1.22	.47
13.	Ich glaube, daß es mich stärker betroffen macht als die meisten anderen Leute, wenn ich Ungerechtigkeiten beobachte.	2.91	1.20	.49
17.	Eine Ungerechtigkeit, die ich begangen habe oder die ich nicht verhindert habe, quält mich noch lange.	2.13	1.06	.49

Fortsetzung Tabelle 12

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
20.	Wenn ich jemandem begegne, der gleichgültig gegenüber Ungerechtigkeiten ist, bringt mich das auf.	2.24	1.00	.53

1) Die Item-Nummern entsprechen denjenigen des Instruments GW 1.

2) Die Antwortskala reicht von 1 bis 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

4.6 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber türkischen Gastarbeitern (VT 1)

Dieses von MONTADA et al. (1983, vgl. auch DALBERT 1982a) entwickelte Instrument soll die Tendenz erfassen, interpersonale Verantwortlichkeit gegenüber türkischen Gastarbeitern abzulehnen. Es enthält 12 Items, die in Tabelle 13 im Wortlaut wiedergegeben werden.

(1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\alpha = .93$ .

(2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .94$ , nach GUTTMAN  $r = .94$ .

(3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 6.87 (1), 1.07 (2), .74 (3).

(4) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 66% der Itemgesamtvarianz auf.

(5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der zweifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation folgendermaßen auf die Faktoren: 64% (1), 36% (2).

Aus Tabelle 13 wird ersichtlich, daß auf Faktor 1 alle Items hoch laden, die den beiden konzeptuellen a priori Dimensionen Notlagenverleugnung (Items 1, 4, 7, 10) und Selbstverschuldung der Notlage (Items 2, 5, 8, 11) angehören. Diese acht Items wurden zu der Teilskala "Notlagenabwehr" zusammengefaßt.

Drei der vier Items umfassenden a priori Dimension "Verfügbarkeit von Mitteln" (Items 3, 6, 12) markieren den zweiten Faktor und werden zu einer gleichlautenden Teilskala zusammengefaßt.

Die Skalenstatistiken und die faktorenanalytischen Ergebnisse weisen daraufhin, daß sowohl über alle Items der Skala Verantwortlichkeitsabwehr, als auch über die der Teilskala Notlagenabwehr zugeordneten Items sowie über die der Teilskala Verfügbarkeit von Mitteln zugeordneten Items gebildeten individuellen Mittelwerte zur Hypothesentestung (siehe DALBERT et al. 1983) verwendet werden können.

Tabelle 13: Ergebnisse der Analyse der Skala VT 1 (N = 274)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
1.	Heutzutage wird die Lebenssituation der Gastarbeiter unnötig dramatisiert.	3.98	1.20	.75	<u>-.77</u>	-.29
2.	Auch Gastarbeiter sind "ihres Glückes Schmied".	3.13	1.56	.62	<u>-.74</u>	-.12
3.	Es ist nicht einzusehen, daß sich der einzelne Bürger mit den Problemen der Gastarbeiter auseinandersetzen soll; das ist Aufgabe der Politiker.	4.50	1.28	.66	-.33	<u>-.79</u>
4.	In Wirklichkeit geht es den Gastarbeitern gar nicht so schlecht, wie oft behauptet wird.	3.84	1.23	.77	<u>-.82</u>	-.25
5.	Wenn es heutzutage einem Gastarbeiter schlecht geht, ist er in der Regel selbst schuld.	4.28	1.19	.78	<u>-.81</u>	-.29
6.	Es ist fruchtlos, wenn jeder über die Lösung der Probleme der Gastarbeiter urteilen will, das sollte man besser Fachleuten überlassen.	4.05	1.43	.67	-.30	<u>-.81</u>

Fortsetzung Tabelle 13

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
7.	Häufig versuchen Gastarbeiter mit ihren Klagen davon abzulenken, wie gut es ihnen eigentlich geht.	4.51	1.13	.75	<u>-.72</u>	-.38
8.	Es geht nur solchen Gastarbeitern wirklich schlecht, die sich selbst gehen lassen.	4.16	1.32	.74	<u>-.69</u>	-.38
9.	Man sollte erst gar nicht zu viele Gedanken an die Lösung der Probleme von Gastarbeitern verschwenden; sie sind so vielschichtig, daß auf keine Lösung zu hoffen ist.	4.85	1.05	.64	-.51	-.50
10.	Viele Gastarbeiter dramatisieren ihre Probleme.	4.22	1.16	.79	<u>-.75</u>	-.38
11.	Wenn es Gastarbeitern schlecht geht, dann haben sie es meistens ihrer fehlenden Anpassungsfähigkeit zuzuschreiben.	3.95	1.28	.72	<u>-.75</u>	-.27
12.	Die besten Voraussetzungen, sich um die Probleme von Gastarbeitern zu kümmern, haben Kirchen, Wohlfahrtsverbände und staatliche Stellen.	3.38	1.30	.49	-.15	<u>-.74</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

#### 4.7 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Menschen in der Dritten Welt (VD 1)

Dieses Instrument wurde ebenfalls von MONTADA et al. (1983) konstruiert und ist eine analoge Fassung zur Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber türkischen Gastarbeitern (siehe Punkt 4.6). Es besteht aus 12 Items, die im Wortlaut in Tabelle 14 wiedergegeben sind.

Fortsetzung Tabelle 13

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
7.	Häufig versuchen Gastarbeiter mit ihren Klagen davon abzulenken, wie gut es ihnen eigentlich geht.	4.51	1.13	.75	<u>-.72</u>	-.38
8.	Es geht nur solchen Gastarbeitern wirklich schlecht, die sich selbst gehen lassen.	4.16	1.32	.74	<u>-.69</u>	-.38
9.	Man sollte erst gar nicht zu viele Gedanken an die Lösung der Probleme von Gastarbeitern verschwenden; sie sind so vielschichtig, daß auf keine Lösung zu hoffen ist.	4.85	1.05	.64	-.51	-.50
10.	Viele Gastarbeiter dramatisieren ihre Probleme.	4.22	1.16	.79	<u>-.75</u>	-.38
11.	Wenn es Gastarbeitern schlecht geht, dann haben sie es meistens ihrer fehlenden Anpassungsfähigkeit zuzuschreiben.	3.95	1.28	.72	<u>-.75</u>	-.27
12.	Die besten Voraussetzungen, sich um die Probleme von Gastarbeitern zu kümmern, haben Kirchen, Wohlfahrtsverbände und staatliche Stellen.	3.38	1.30	.49	-.15	<u>-.74</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

#### 4.7 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Menschen in der Dritten Welt

Dieses Instrument wurde ebenfalls von MONTADA et al. (1983) konstruiert und ist eine analoge Fassung zur Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber türkischen Gastarbeitern (siehe Punkt 4.6). Es besteht aus 12 Items, die im Wortlaut in Tabelle 14 wiedergegeben sind.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt Alpha = .90.
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .91$ , nach GUTTMAN  $r = .91$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 5.79 (1), 1.18 (2), .78 (3).
- (4) Die interpretierte zweifaktorielle Lösung klärt 58% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 63% (1) zu 37% (2).

Tabelle 14: Ergebnisse der Analyse der Skala VD 1 (N = 277)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
1.	Heutzutage wird die Lebenssituation der Menschen in der Dritten Welt unnötig dramatisiert.	4.90	1.05	.68	<u>-.71</u>	-.26
2.	Auch die Menschen in der Dritten Welt sind "ihres Glückes Schmied".	4.01	1.26	.56	<u>-.71</u>	-.10
3.	Es ist nicht einzusehen, daß sich der einzelne Bürger mit den Problemen der Dritten Welt auseinandersetzen soll; das ist Aufgabe des Staates.	4.75	1.19	.58	-.27	<u>-.73</u>
4.	In Wirklichkeit geht es den Menschen in der Dritten Welt gar nicht so schlecht, wie oft behauptet wird.	4.96	1.00	.70	<u>-.77</u>	-.25
5.	Wenn es heutzutage Menschen in der Dritten Welt schlecht geht, sind sie in der Regel selbst schuld.	5.05	.98	.68	<u>-.70</u>	-.29
6.	Es ist fruchtlos, wenn jeder über die Lösung der Probleme in der Dritten Welt urteilen will; das sollte man besser Fachleuten überlassen.	3.99	1.45	.59	-.28	<u>-.72</u>

Fortsetzung Tabelle 14

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
7.	Häufig versuchen die Menschen in der Dritten Welt mit ihren Klagen davon abzulenken, wie gut es ihnen eigentlich geht.	5.33	.87	.69	<u>-.74</u>	-.22
8.	Es geht nur solchen Menschen in der Dritten Welt wirklich schlecht, die sich selbst aufgegeben haben.	4.86	1.15	.65	<u>-.71</u>	-.23
9.	Man sollte erst gar nicht zu viele Gedanken an die Lösung der Probleme in der Dritten Welt verschwenden; sie sind so schwierig, daß auf keine Lösung zu hoffen ist.	5.15	1.01	.58	-.40	-.55
10.	Viele Länder der Dritten Welt dramatisieren ihre Probleme.	4.78	1.07	.64	<u>-.65</u>	-.31
11.	Wenn es Menschen in der Dritten Welt schlecht geht, dann haben sie es meistens ihrem Mangel an Eigeninitiative zuzuschreiben.	4.57	1.03	.69	<u>-.70</u>	-.31
12.	Der Einzelne kann gegen die Probleme der Menschen in der Dritten Welt gar nichts unternehmen; hierzu haben nur Kirchen, Wohlfahrtsverbände und staatliche Stellen die nötigen Voraussetzungen.	4.06	1.41	.52	-.12	<u>-.84</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

Wie bei der faktorenanalytisch gefundenen Struktur der Skala VT 1 wird der erste Faktor durch die Items der beiden a priori Dimensionen Notlagenverleugnung und Selbstverschuldung der Notlage (Items 1, 2, 4, 5, 7, 8, 10, 11) markiert. Diese acht Items bilden wieder die Teilskala "Notlagenabwehr".

Faktor 2 markieren wieder die gleichen drei der vier Items der a priori Dimension Verfügbarkeit von Mitteln (Items 3, 6, 12), so daß auch hier eine Teilskala "Verfügbarkeit von Mitteln" gebildet werden kann.

Zur Hypothesentestung lassen sich aufgrund der Homogenität der Skala sowohl über die Gesamtskala als auch jeweils über die den beiden Teilskalen zugeordneten Items individuelle Mittelwerte bilden.

#### 4.8 Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Körperbehinderten (VK 1)

Ein weiteres Analogon zu der Skala Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber türkischen Gastarbeitern ist die Skala VK 1, in der Tendenzen zur Abwehr von Verantwortlichkeit gegenüber Körperbehinderten zur Sprache kommen (vgl. MONTADA et al. 1983). Sie setzt sich dementsprechend wieder aus 12 Items zusammen, deren Wortlaut Tabelle 15 zu entnehmen ist.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\text{Alpha} = .85$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .84$ , nach GUTTMAN  $r = .84$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 4.91 (1), 1.32 (2), .94 (3).
- (4) Nach dem Eigenwerteverlauf empfiehlt sich eine zweifaktorielle Lösung. Sie klärt 52% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) In der zweifaktoriellen Lösung verteilt sich die aufgeklärte Varianz nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren im Verhältnis 54% (1) zu 46% (2).

Wie aus Tabelle 15 ersichtlich wird, markieren die Items der a priori Dimension Selbstverschuldung der Notlage sowie ein Item der a priori Dimension Notlagenverleugnung (Items 2, 5, 8, 10, 11) den Faktor 1. Diese fünf Items fassen wir wieder zu einer Teilskala "Notlagenabwehr" zusammen.

Alle Items der a priori Dimension Verfügbarkeit von Mitteln (Items 3, 6, 9, 12) markieren den Faktor 2 und bilden eine gleichlautende Teilskala.

Auch bei diesem Instrument ist für die Hypothesentestung (vgl. DALBERT et al. 1983) die Bildung von individuellen Mittelwerten über die Gesamtskala Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber Körperbehinderten sowie über die beiden Teilskalen berechtigt.

Tabelle 15: Ergebnisse der Analyse der Skala VK 1 (N = 306)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
1.	Heutzutage wird die Lebenssituation von Körperbehinderten unnötig dramatisiert.	4.55	1.12	.59	-.51	.47
2.	Auch Körperbehinderte sind "ihres Glückes Schmied".	3.43	1.30	.38	<u>-.65</u>	-.05
3.	Es ist nicht einzusehen, daß sich der einzelne Bürger mit den Problemen Körperbehinderter auseinandersetzen soll; das ist Aufgabe des Staates.	5.10	1.06	.47	-.10	<u>.75</u>
4.	In Wirklichkeit geht es den Körperbehinderten gar nicht so schlecht, wie oft behauptet wird.	4.54	1.07	.70	-.58	.52
5.	Wenn es heutzutage einem Körperbehinderten schlecht geht, ist er es in der Regel selbst schuld.	5.07	.98	.67	<u>-.72</u>	.35
6.	Es ist fruchtlos, wenn Laien über Hilfen für Körperbehinderte urteilen wollen; das sollte man besser Fachleuten überlassen.	4.19	1.32	.43	-.14	<u>.62</u>
7.	Häufig versuchen Körperbehinderte mit ihren Klagen davon abzulenken, wie gut es ihnen eigentlich geht.	5.04	.96	.58	-.52	.46

Fortsetzung Tabelle 15

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$
8.	Es geht nur solchen Körperbehinderten wirklich schlecht, die sich selbst aufgegeben haben.	3.99	1.40	.45	<u>-.69</u>	.03
9.	Die meisten Körperbehinderten sind am besten in einem Heim untergebracht, dort bekommen sie die Hilfe, die sie brauchen.	4.92	1.19	.49	-.18	<u>.67</u>
10.	Viele Körperbehinderte dramatisieren ihre Probleme.	4.74	.98	.67	<u>-.69</u>	.37
11.	Wenn es Körperbehinderten schlecht geht, dann haben sie es meistens ihrem Selbstmitleid zuzuschreiben.	4.92	1.01	.60	<u>-.75</u>	.21
12.	Kirchen, Wohlfahrtsverbände und staatliche Stellen haben die besten Voraussetzungen, sich um Körperbehinderte zu kümmern.	3.43	1.38	.42	-.08	<u>.65</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

Bei einem Vergleich der drei Skalen VT 1, VD 1 und VK 1 fällt vor allem die Ähnlichkeit ihrer faktoriellen Strukturen - insbesondere bei VT 1 und VD 1 - auf sowie die hohe Übereinstimmung mit der a priori Klassifikation (vgl. MONTADA et al. 1983, p. 16): Die zwei Dimensionen "Notlagenverleugnung" und "Selbstverschulden der Notlage" fallen zu einem Faktor zusammen, während sich die Dimension "Verfügbarkeit von Mitteln" als eigenständiger Faktor wiederfinden läßt. Dieses faktorenanalytisch gewonnene Bild stimmt auch weitgehend mit den Analyseergebnissen einer analog konstruierten Skala Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber alten Menschen (VA 1) überein, die im Bereich interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber eingesetzt wurde (vgl. SCHMITT et al. 1983, p. 53ff) .

Auf opfergruppenspezifische Differenzen weisen im Vergleich zu VT 1 und VD 1 die Ladungen der Items der Skala VK 1 auf Faktor 1 hin. So markiert nur ein Item (Item 10, vgl. Tabelle 15) der a priori Dimension "Notlagenverleugnung" den ersten Faktor, während die anderen Items dieser Gruppe (Items 1, 4, 7) relativ hoch auf beiden Faktoren laden. Offenbar ist die Verleugnung der Notlage von Körperbehinderten nicht von der Verfügbarkeit von Mitteln eindeutig abgrenzbar. Dieses Ergebnis ist insofern interessant, als es die Notwendigkeit einer bereichsspezifischen Erfassung von Tendenzen zur Verantwortlichkeitsabwehr bestätigt.

#### 4.9 Einstellung gegenüber Körperbehinderten (EK 1)

Der Konstruktion dieses Instrumentes lag das "Behavioral Differential" von TRIANDIS (1971), das auf der "Social Distance Scale" von BOGARDUS (1925) aufbaut, zugrunde. Das Instrument EK 1 umfaßt elf Items der "Social Distance Scale", die von MONTADA et al. (1983) ins Deutsche übersetzt und auf die Opfergruppe der Körperbehinderten bezogen wurden. Der Wortlaut der Items kann Tabelle 16 entnommen werden.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\text{Alpha} = .90$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .90$ , nach GUTTMAN  $r = .85$ .

Die Konsistenz der Skala spricht für die Eindimensionalität des Instrumentes, auch die Itemtrennschärfen, die aus Tabelle 16 ersichtlich werden, können als sehr gut bezeichnet werden.

Da es sich bei dieser Skala, wie oben bereits erwähnt, um eine Skala sozialer Distanz handelt, die Verhaltensschwellen gegenüber Körperbehinderten erfassen soll, wurde eine Überprüfung auf GUTTMAN-Skalierbarkeit unternommen, d.h. das Instrument wird daraufhin beleuchtet, ob die sie enthaltenen Items eine Rangfolge bezüglich ihrer Schwierigkeit bilden, und ob die Befragten konsistent im Sinne dieser Rangfolge geantwortet haben. Diese Konsistenz wird nach dem Reproduzierbarkeits- und dem Skalierbarkeitskoeffizienten

geschätzt (vgl. 2.1). Die Skalogrammanalyse über die Skala EK 1, zu deren Zweck die Items am Skalenmittelpunkt (3.5) dichotomisiert wurden, ergab folgende Koeffizienten für N = 225:

- (1) Reproduzierbarkeit = .98/ d.h. 98% der Reaktionen stimmen mit dem GUTTMAN-Modell überein.
- (2) Skalierbarkeit = .78.

Die Items der Skala wurden dabei in folgende abfallende Schwierigkeitsrangreihe gebracht: Item 3, 10, 4, 6, 1, 8, 11, 2, 5, 7, 9 (vgl. Itemwortlaut in Tabelle 16). Die Skala ist mit dem GUTTMAN-Modell kompatibel.

**Tabelle 16: Ergebnisse der Analyse der Skala EK 1 (N = 214)**

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
1.	Ich würde einen Körperbehinderten/eine Körperbehinderte jederzeit um Rat fragen.	1.63	.83	.71
2.	Ich würde mir jederzeit von einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten etwas beibringen lassen.	1.49	.73	.72
3.	Ich kann mir für mich vorstellen, einen Körperbehinderten/eine Körperbehinderte zu heiraten.	3.28	1.50	.54
4.	Ich kann mir für mich vorstellen, mit einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten auszugehen.	2.04	1.16	.78
5.	Ich hätte nichts dagegen, mit einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten im selben Verein zu sein.	1.31	.62	.76
6.	Ich kann mir vorstellen, mich mit einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten zum Essen zu verabreden.	1.51	.82	.81
7.	Ich würde mich jederzeit mit einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten unterhalten.	1.20	.46	.69

Fortsetzung Tabelle 16

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
8.	Ich kann mir vorstellen, mit einem Körperbehinderten/einer Körperbehinderten eng befreundet zu sein.	1.54	.85	.78
9.	Ich hätte nichts dagegen, in der Nachbarschaft eines Körperbehinderten/einer Körperbehinderten zu wohnen.	1.24	.54	.72
10.	Ich würde es akzeptieren, wenn ein Körperbehinderter/eine Körperbehinderte in unsere Familie einheiraten würde.	1.87	1.15	.58
11.	Ich würde einen Körperbehinderten/eine Körperbehinderte als Vorgesetzten/Vorgesetzte akzeptieren.	1.38	.66	.64

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

#### 4.10 Einstellung gegenüber türkischen Gastarbeitern (ET 1)

Dieses Instrument ist eine zu EK 1 analoge Fassung der verkürzten Distanzskala bezogen auf die Gruppe türkischer Gastarbeiter (vgl. MONTADA et al. 1983). Der Wortlaut der Items ist in Tabelle 17 wiedergegeben.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\alpha = .92$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .93$ , nach GÜTTMAN  $r = .92$ .

Auch diese Skala, die eine hohe Konsistenz und gute Itemtrennschärfen aufweist, wurde auf Kompatibilität mit dem GUTTMAN-Modell untersucht. Die Skalogrammanalyse der am Skalenmittelpunkt (3.5) dichotomisierten Items ergab folgende Koeffizienten (N = 309):

- (1) Reproduzierbarkeit = .92; das entspricht einem 92%igen dem GUTTMAN-Modell entsprechenden Antwortverhalten.
- (2) Skalierbarkeit = .53.

Die Reproduzierbarkeit im Sinne einer GUTTMAN-Modell-Entsprechung kann auch in diesem Fall als gut angesehen werden, während der Skalierbarkeitskoeffizient nicht die erforderliche Höhe aufweist.

Die Items wurden nach abfallender Schwierigkeit in die folgende Rangreihe gebracht: Item 3, 10, 1, 8, 4, 11, 6, 2, 9, 5, 7 (vgl. Itemwortlaut in Tabelle 17). Ähnlich den Ergebnissen der Skalogrammanalyse von EK 1 sind auch gegenüber der Opfergruppe der türkischen Gastarbeiter Heirat oder Einheirat in die Familie die höchsten Verhaltensschwellen. Danach aber unterscheiden sich die Schwierigkeitshierarchien.

**Tabelle 17:** Ergebnisse der Analyse der Skala ET 1 (N = 309)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
1.	Ich würde einen türkischen Gastarbeiter/eine türkische Gastarbeiterin jederzeit um Rat fragen.	2.61	1.41	.59
2.	Ich würde mir jederzeit von einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin etwas beibringen lassen.	1.88	1.05	.70
3.	Ich kann mir für mich vorstellen, einen türkischen Gastarbeiter/eine türkische Gastarbeiterin zu heiraten.	3.98	1.64	.64
4.	Ich kann mir für mich vorstellen, mit einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin auszugehen.	2.44	1.41	.74
5.	Ich hätte nichts dagegen, mit einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin im selben Verein zu sein.	1.50	.89	.75
6.	Ich kann mir vorstellen, mich mit einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin zum Essen zu verabreden.	1.92	1.22	.82

Fortsetzung von Tabelle 17

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
7.	Ich würde mich jederzeit mit einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin unterhalten.	1.44	.77	.71
8.	Ich kann mir vorstellen, mit einem türkischen Gastarbeiter/einer türkischen Gastarbeiterin eng befreundet zu sein.	2.30	1.38	.81
9.	Ich hätte nichts dagegen, in der Nachbarschaft eines türkischen Gastarbeiters/einer türkischen Gastarbeiterin zu wohnen.	1.69	1.04	.75
10.	Ich würde es akzeptieren, wenn ein türkischer Gastarbeiter/eine türkische Gastarbeiterin in unsere Familie einheiraten würde.	2.79	1.65	.72
11.	Ich würde einen türkischen Gastarbeiter/eine türkische Gastarbeiterin als Vorgesetzten/Vorgesetzte akzeptieren.	2.25	1.38	.69

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

4.11 Einstellung gegenüber Opfergruppen (EO 1)

Neben den Einstellungen gegenüber Körperbehinderten und türkischen Gastarbeitern sollten auch die Einstellungen gegenüber der dritten Opfergruppe - den Menschen der Dritten Welt - erhoben werden. Validitätsüberlegungen (vgl. MONTADA et al. 1983) lassen es nicht angeraten erscheinen, diese Einstellung als Verhaltensschwelle zu erfassen. Aus diesem Grund konstruierten MONTADA et al. (1983) eine Einstellungsskala, in der die Probanden mittels 19 Adjektiven die Menschen der Dritten Welt beschreiben sollen. Aus Gründen der Vergleichbarkeit wurden den Probanden analoge Fassungen zur Beschreibung der Körperbehinderten und der türkischen Gastarbeiter vorgelegt. Diese drei Instrumententeile wurden getrennt analysiert.

4.11.1 Einstellung gegenüber der Opfergruppe Menschen in der Dritten Welt

Die Skala besteht aus 19 Adjektiven, deren Wortlaut Tabelle 18 zu entnehmen ist.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\alpha = .82$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .86$ , nach GUTTMAN  $r = .86$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten sechs Hauptkomponenten betragen: 6.04 (1), 2.01 (2), 1.49 (3), 1.33 (4), 1.08 (5), .93 (6).
- (4) Die interpretierte dreifaktorielle Lösung klärt 50% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die drei Faktoren wie folgt: 62% (1), 21% (2), 17% (3).

Wie aus Tabelle 18 deutlich wird, laden auf Faktor 1 vor allem solche Items hoch, die "positive" Eigenschaften beinhalten (Items 2, 3, 5, 6, 7, 10, 11, 13, 14, 15, 18, 19).

Faktor 2 wird durch Adjektive markiert, die zusammenfassend als "allgemeines Lebensgefühl" bezeichnet werden könnten (Items 1, 17).

**Tabelle 18:** Ergebnisse der Analyse des Instruments EO 1 "Dritte Welt" (N = 259)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
Bitte stellen Sie sich den "typischen Armen in der Dritten Welt" vor. Der "typische Arme in der Dritten Welt" ist ...							
1.	... glücklich	4.28	1.05	.19	-.08	<u>.84</u>	.04
2.	... sympathisch	3.20	.93	.57	<u>-.62</u>	.17	-.22
3.	... ehrgeizig	4.28	1.06	.47	<u>-.59</u>	-.03	.08
4.	... bedauernswert	2.79	1.25	.13	-.18	-.40	<u>-.50</u>

Fortsetzung Tabelle 18

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>1)</sup>	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
5.	... klug	3.69	.93	.53	<u>-.65</u>	.07	.12
6.	... sauber	4.02	1.03	.58	<u>-.72</u>	.04	.05
7.	... ehrlich	3.07	.96	.48	<u>-.57</u>	.15	-.09
8.	... hilflos	2.94	1.23	.10	<u>-.09</u>	-.28	<u>-.63</u>
9.	... gesellig	2.61	1.11	.39	<u>-.43</u>	.38	.15
10.	... fleißig	3.36	1.09	.65	<u>-.79</u>	-.14	.03
11.	... ordentlich	3.69	1.04	.69	<u>-.83</u>	-.06	-.01
12.	... verschlossen	3.73	1.13	.04	<u>.04</u>	.02	<u>-.72</u>
13.	... freundlich	2.73	.94	.59	<u>-.65</u>	.27	.07
14.	... aktiv	3.80	1.12	.60	<u>-.74</u>	-.05	.10
15.	... hilfsbereit	2.75	.99	.58	<u>-.65</u>	.21	.03
16.	... undurchschaubar	3.73	1.19	-.14	<u>.32</u>	.30	<u>-.56</u>
17.	... zufrieden	4.07	1.11	.28	<u>-.19</u>	<u>.75</u>	<u>.04</u>
18.	... interessant	3.46	1.15	.47	<u>-.53</u>	.10	-.20
19.	... liebenswert	3.16	1.09	.65	<u>-.75</u>	.09	-.08

<sup>1)</sup> Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Auf Faktor 3 findet sich ein hoch ladender Itemkomplex, der mit "negativ wertende Eigenschaften" umschrieben werden könnte (Items 4, 8, 12, 16).

Konstruktionsziel war eine eindimensionale Einstellungsskala. Aus diesem Grund bietet sich die Reduzierung der Skala auf die den Faktor 1 markierenden Adjektive an. Dieses Vorgehen wird auch dadurch gestützt, daß die Items, die die Faktoren 2 und 3 markieren, erwartungsgemäß in der Gesamtskala die schlechtesten Trennschärfen aufweisen. Die so reduzierte Skala sollte eine höhere interne Konsistenz aufweisen als die Gesamtskala. Vor der Prüfung dieser Vermutung (vgl. Abschnitt 4.11.4) werden in den beiden folgenden Abschnitten die Analysen der analogen Adjektivlisten zur Messung der Einstellung gegenüber der Opfergruppe türkische Gastarbeiter und Körperbehinderte beschrieben.

4.11.2 Einstellung gegenüber der Opfergruppe türkische Gastarbeiter

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt Alpha = .85.
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .89$ , nach GUTTMAN  $r = .89$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten sechs Hauptkomponenten betragen: 6.91 (1), 2.01 (2), 1.66 (3), 1.09 (4), 1.06 (5), .81 (6).
- (4) Die interpretierte dreifaktorielle Lösung klärt 56% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die beiden Faktoren folgendermaßen: 65% (1), 19% (2), 16% (3).

Die Ergebnisse der Faktorenanalyse der Adjektivliste zur Erfassung der Einstellung gegenüber der Opfergruppe türkische Gastarbeiter (vgl. Tabelle 19) sind denen der Faktorenanalyse der analogen, auf die Opfergruppe Menschen in der Dritten Welt bezogenen Adjektivliste sehr ähnlich. Allerdings lädt Item 4 nicht mehr auf Faktor 3 sondern markiert Faktor 2, und außerdem erfüllt Item 8 nicht ganz das Ladungskriterium bzgl. Faktor 3.

**Tabelle 19: Ergebnisse des Instruments EO 1 "türkische Gastarbeiter" (N = 259)**

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
Bitte stellen Sie sich den "typischen türkischen Gastarbeiter" vor. Der "typische türkische Gastarbeiter" ist ...							
1.	... glücklich	3.66	.97	.08	.08	.85	.15
2.	... sympathisch	3.31	.91	.73	.81	.02	.05
3.	... ehrgeizig	2.98	.98	.49	.59	.08	.01
4.	... bedauernswert	3.93	1.05	.35	.35	-.57	.46
5.	... klug	3.29	.84	.59	.66	.08	.15
6.	... sauber	3.37	1.00	.61	.72	-.03	-.02
7.	... ehrlich	2.88	.88	.58	.68	-.04	-.05

Fortsetzung Tabelle 19

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
8.	... hilflos	4.00	1.08	.31	.26	-.46	.50
9.	... gesellig	2.32	1.02	.30	.38	.05	-.16
10.	... fleißig	2.68	.93	.65	<u>.76</u>	-.11	-.06
11.	... ordentlich	3.24	1.01	.71	<u>.82</u>	.00	-.06
12.	... verschlossen	3.68	1.09	.06	-.05	.08	<u>.79</u>
13.	... freundlich	2.73	.94	.68	<u>.78</u>	-.02	-.07
14.	... aktiv	3.00	.93	.60	<u>.71</u>	.06	-.07
15.	... hilfsbereit	2.65	.92	.67	<u>.75</u>	-.02	-.09
16.	... undurchschaubar	3.72	1.11	-.14	-.29	.17	<u>.67</u>
17.	... zufrieden	3.63	1.01	.24	.23	<u>.82</u>	.12
18.	... interessant	3.50	1.18	.55	<u>.61</u>	-.06	.17
19.	... liebenswert	3.37	1.05	.74	<u>.84</u>	-.04	.03

<sup>1)</sup> Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Auch hier weisen die Adjektive mit den niedrigsten Trennschärfen erwartungsgemäß hohe Ladung auf Faktor 2 und 3 auf, so daß sich eine ähnliche Reduzierung der Adjektivliste zum Zweck ihrer Homogenisierung anbietet wie bei der Adjektivliste zur Erfassung der Einstellungen gegenüber der Opfergruppe Menschen in der Dritten Welt. Die Analyse dieser, auf die Faktor 1 markierenden Adjektive reduzierten Skala wird unter Punkt 4.11.4 beschrieben.

4.11.3 Einstellung gegenüber der Opfergruppe Körperbehinderte

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\alpha = .80$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .82$ , nach GUTTMAN  $r = .82$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten fünf Hauptkomponenten betragen: 6.31 (1), 2.09 (2), 1.54 (3), 1.35 (4), .98 (5).
- (4) Die interpretierte dreifaktorielle Lösung klärt 52% der Itemgesamtvarianz auf.

(5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die drei Faktoren wie folgt: 55% (1), 20% (2), 25% (3).

Auch das bei diesem Instrument faktorenanalytisch gewonnene Bild (vgl. Tabelle 20) zeigt große Ähnlichkeiten zu den in den beiden letzten Abschnitten beschriebenen. Faktor 1 wird bis auf das Adjektiv Nr. 18 "interessant" durch die gleichen Items markiert (Items 2, 3, 5, 6, 7, 10, 11, 13, 14, 15, 19; "positiv wertende Eigenschaften").

Faktor 2 entspricht dem Faktor 3 aus Tabelle 18 und enthält als hoch ladende Adjektive negativ wertende Eigenschaften (Items 4, 8, 12, 16).

Faktor 3 ähnelt dem Faktor 2 aus den beiden äquivalenten Analysen der Adjektivlisten zu den Opfergruppen Menschen in der Dritten Welt und türkische Gastarbeiter (vgl. Tabelle 18 und 19).

Tabelle 20: Ergebnisse der Analyse der Skala EO 1 "Körperbehinderte" (N = 259)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
Bitte stellen Sie sich den "typischen Körperbehinderten" vor. Der "typische Körperbehinderte" ist ...							
1.	... glücklich	4.08	.94	.27	.02	-.28	.77
2.	... sympathisch	2.71	.79	.66	.61	.10	.43
3.	... ehrgeizig	2.58	.95	.38	.53	-.23	.00
4.	... bedauerenswert	2.98	1.13	.08	.14	.63	-.23
5.	... klug	2.60	.72	.57	.68	.05	.14
6.	... sauber	2.35	.67	.51	.78	-.12	-.05
7.	... ehrlich	2.33	.65	.54	.67	.08	.10
8.	... hilflos	3.12	1.15	.06	.04	.65	-.04
9.	... gesellig	2.90	.97	.48	.49	-.13	.36
10.	... fleißig	2.40	.69	.59	.78	-.12	.03

Fortsetzung Tabelle 20

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
11.	... ordentlich	2.35	.68	.63	<u>.82</u>	-.04	.07
12.	... verschlossen	3.67	1.05	-.06	<u>-.16</u>	<u>.65</u>	-.10
13.	... freundlich	2.57	.81	.64	<u>.59</u>	<u>.09</u>	.48
14.	... aktiv	2.76	.92	.54	<u>.66</u>	-.20	.18
15.	... hilfsbereit	2.61	.94	.62	<u>.65</u>	.08	.33
16.	... undurchschaubar	4.12	1.14	.00	-.17	<u>.59</u>	.10
17.	... zufrieden	4.04	.97	.32	.06	-.27	<u>.75</u>
18.	... interessant	3.36	1.14	.43	.30	.16	<u>.57</u>
19.	... liebenswert	2.66	.89	.67	<u>.60</u>	.15	<u>.47</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Auch hier sind es wieder die trennscharfen Items, die Faktor 1 markieren und die vergleichsweise wenig trennscharfen, die Faktor 2 und Faktor 3 markieren. Es empfiehlt sich also auch bei dieser Skala, eine Reduktion der Adjektive auf diejenigen vorzunehmen, die Faktor 1 markieren.

Vergleicht man die Ladungsprofile der drei gleichen, auf unterschiedliche Opfergruppen bezogenen Adjektivlisten (vgl. Tabellen 18, 19, 20), so fällt die außerordentliche Stabilität des ersten Faktors auf: Mit Ausnahme des Adjektivs "interessant" laden auf Faktor 1 immer dieselben Adjektive markant. Diese elf Adjektive (sympathisch, ehrgeizig, klug, sauber, ehrlich, fleißig, ordentlich, freundliche, aktiv, hilfsbereit, liebenswert) scheinen eine vom Einstellungsobjekt unabhängige, homogene Einstellungsdimension zu bilden.

Im folgenden Abschnitt werden diese elf Adjektive als reduzierte Einstellungsskala getrennt für die drei Opfergruppen beschrieben.

#### 4.11.4 Analysen der reduzierten Skala Einstellung gegenüber Opfergruppen

##### Opfergruppe Menschen in der Dritten Welt

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\alpha = .90$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .90$ , nach GUTTMAN  $r = .90$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen 5.41 (1), 1.09 (2), .88 (3).
- (4) Den Items liegt ein gemeinsamer Faktor zugrunde. Er klärt 49% der Itemgesamtvarianz auf.

Der Eigenwerteverlauf, die interne Konsistenz der Skala und die hohen Trennschärfen der Items (vgl. Tabelle 21) sprechen für ein homogenes Instrument, das zur Messung der Einstellung gegenüber Menschen in der Dritten Welt empfohlen werden kann und von uns zur Testung von Hypothesen über den Zusammenhang zwischen dieser Einstellungsvariable und anderen Variablen (vgl. DALBERT et al. 1983) herangezogen wird.

**Tabelle 21: Ergebnisse der Analyse der reduzierten Skala EO 1  
Teil "Dritte Welt" (N = 274)**

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
Bitte stellen Sie sich den "typischen Armen in der Dritten Welt" vor. Der "typische Arme in der Dritten Welt" ist ...				
2.	... sympathisch	3.18	.92	.56
3.	... ehrgeizig	4.26	1.06	.53
5.	... klug	3.68	.94	.60
6.	... sauber	4.01	1.04	.67
7.	... ehrlich	3.08	.98	.51
10.	... fleißig	3.36	1.10	.72
11.	... ordentlich	3.68	1.05	.78
13.	... freundlich	2.74	.93	.58

Fortsetzung Tabelle 21

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	M <sub>x</sub> <sup>2)</sup>	s <sub>x</sub>	r <sub>it</sub>
14.	... aktiv	3.78	1.11	.67
15.	... hilfsbereit	2.74	.98	.59
19.	... liebenswert	3.17	1.08	.69

<sup>1)</sup> Die Item-Nummern entsprechen denjenigen der Gesamtskala EO 1.

<sup>2)</sup> Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Opfergruppe türkische Gastarbeiter

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt Alpha = .92.
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt r = .92, nach GUTTMAN r = .92.
- (3) Die Eigenwerte der ersten zwei Hauptkomponenten betragen: 6.16 (1), .92 (2).
- (4) Den Items liegt nur ein gemeinsamer Faktor zugrunde; er klärt 56% der Itemgesamtvarianz auf.

Tabelle 22: Ergebnisse der Analyse der reduzierten Skala EO 1  
Teil "türkische Gastarbeiter" (N = 274)

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	M <sub>x</sub> <sup>2)</sup>	s <sub>x</sub>	r <sub>it</sub>
----------------------------	--------------	------------------------------	----------------	-----------------

Bitte stellen Sie sich den "typischen türkischen Gastarbeiter" vor.  
Der "typische türkische Gastarbeiter" ist ...

2.	... sympathisch	3.30	.91	.75
3.	... ehrgeizig	2.97	.98	.55
5.	... klug	3.28	.83	.60
6.	... sauber	3.34	.99	.66
7.	... ehrlich	2.86	.86	.63
10.	... fleißig	2.63	.95	.73

Fortsetzung Tabelle 22

Item- <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	$M_x$ <sup>2)</sup>	$s_x$	$r_{it}$
11.	... ordentlich	3.18	1.01	.79
13.	... freundlich	2.72	.94	.72
14.	... aktiv	2.97	.94	.66
15.	... hilfsbereit	2.65	.93	.70
19.	... liebenswert	3.35	1.06	.76

1) Die Item-Nummern entsprechen denjenigen der Gesamtskala EO 1.

2) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

Auch diese Skala weist gute Eigenschaften auf, wie aus dem Eigenwerteverlauf, der internen Konsistenz und den Trennschärfen (vgl. Tabelle 22) ersichtlich ist. Das Instrument eignet sich gut zur Erfassung der Einstellung gegenüber türkischen Gastarbeitern und wird von uns neben dem Instrument ET 1 (vgl. Punkt 4.10) zu diesem Zweck verwendet werden.

Opfergruppe Körperbehinderte

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\text{Alpha} = .89$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .87$ , nach GUTTMAN  $r = .87$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten drei Hauptkomponenten betragen: 5.54 (1), 1.10 (2), .78 (3).

Auch hier ist durch die Reduktion der Adjektive eine deutliche Verbesserung der Eigenschaften des Instrumentes gelungen, wie sich an der erhöhten internen Konsistenz, dem krassen Abfall des zweiten Eigenwertes gegenüber dem ersten und den deutlich höheren Trennschärfen der Adjektive (vgl. Tabelle 23) zeigt.

Tabelle 23: Ergebnisse der Analyse der reduzierten Skala EO 1  
Teil "Körperbehinderte" (N=273)

Item <sup>1)</sup> Nr.	Itemwortlaut	M <sub>x</sub> <sup>2)</sup>	s <sub>x</sub>	r <sub>it</sub>
2.	... sympathisch	2.70	.78	.65
3.	... ehrgeizig	2.59	.95	.44
5.	... klug	2.60	.72	.63
6.	... sauber	2.34	.67	.66
7.	... ehrlich	2.33	.65	.60
10.	... fleißig	2.40	.70	.70
11.	... ordentlich	2.35	.69	.73
13.	... freundlich	2.56	.80	.64
14.	... aktiv	2.76	.92	.62
15.	... hilfsbereit	2.60	.94	.64
19.	... liebenswert	2.64	.91	.63

Bitte stellen Sie sich den "typischen Körperbehinderten" vor.  
Der "typische Körperbehinderte" ist ...

- 1) Die Item-Nummern entsprechen denjenigen der Gesamtskala EO 1.  
2) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "überaus", 6 heißt: "überhaupt nicht".

#### 4.12 Soziale Erwünschtheit (CM 1)

Dieses Instrument ist die von LÜCK & TIMAEUS (1969) entwickelte deutsche Fassung der Skala zur Kontrolle sozialer Erwünschtheits-tendenzen von CROWNE & MARLOWE (1960). Der Wortlaut der Items ist in Tabelle 24 wiedergegeben.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt Alpha = .82.  
(2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt r = .83, nach GUTTMAN r = .82.  
(3) Die Eigenwerte der ersten sieben Hauptkomponenten betragen: 4.74 (1), 1.68 (2), 1.43 (3), 1.29 (4), 1.16 (5), 1.14 (6), .96 (7).

(4) Nach dem Eigenwerteverlauf wird deutlich, daß den Items lediglich ein gemeinsamer Faktor zugrundeliegt. Dieser klärt 21% der Itemgesamtvarianz auf.

Die erwähnten Skalenstatistiken stimmen sowohl gut mit den in der Literatur berichteten als auch gut mit den von SCHMITT et al. (1983) berichteten Erfahrungen überein, die mit dem Instrument bei der Untersuchung interpersonaler Verantwortlichkeit von erwachsenen Töchtern ihren Müttern gegenüber gemacht wurden. So berichten z.B. CROWNE & MARLOWE (1960) eine interne Konsistenz von Alpha = .88, eine Test-Retest Reliabilität nach zwei Wochen von  $r = .89$ , LÜCK & TIMAEUS (1969) eine Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN von  $r = .77$ . SCHMITT et al. (1983) informieren über eine interne Konsistenz von Alpha = .80 und eine Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN und nach GUTTMAN von  $r = .80$ .

Das aus der Hauptkomponentenanalyse gewonnene Bild spricht ebenfalls für die Brauchbarkeit der Skala. SCHMITT et al. (1983) weisen bereits darauf hin, daß die einzige Gemeinsamkeit der inhaltlich sehr heterogenen Items in der kulturellen Sanktionierung und der Ungläubwürdigkeit der beständigen Ausübung bzw. Unterlassung der angesprochenen Verhaltensweisen bestehen soll, was der Skala den Charakter einer Lügenskala gibt. Die Berechnung eines Gesamtwertes über die Skala ist demnach nur sinnvoll, wenn die Items keine andere als die "Lügenvarianz" gemeinsam haben. Die Eindimensionalität der Skala spricht dafür.

In Anlehnung an SCHMITT et al. (1983, p. 64) wird der Skalengesamtwert dieser Skala durch folgende lineare Transformation auf den in der Untersuchung existentieller Schuld üblichen Wertebereich (1 bis 6) transformiert:

$$CM = \frac{\sum_{i=1}^{23} CM_i - 34.5}{23/5} + 3.5$$

CM bedeutet dabei der Skalengesamtwert und  $CM_i$  den jeweiligen Itemwert, der 1 ("Lüge") oder 2 ("ehrliche" Antwort) annehmen kann.

Tabelle 24: Ergebnisse der Analyse der Skala CM 1 (N = 284)

Item-Nr.	Itemwortlaut	Polung	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
1.	Ich zögere niemals, jemandem, der in Schwierigkeiten ist, zu helfen, auch wenn ich dadurch mitten in meiner Arbeit aufhören muß.	+	1.28	.45	.46
2.	Es fällt mir manchmal schwer, in meiner Arbeit fortzufahren, wenn ich nicht ermutigt werde.	-	1.50	.50	.41
3.	Ich habe gelegentlich Zweifel, ob ich im Leben Erfolg haben werde.	-	1.53	.50	.40
4.	Ich bin manchmal ärgerlich, wenn ich nicht meinen Willen bekomme.	-	1.74	.44	.47
5.	Ich bin immer sorgfältig angezogen.	+	1.55	.50	.43
6.	Ich "klatsche" manchmal gern über andere Leute.	-	1.43	.50	.38
7.	Es gab Zeiten, wo ich gegen Autoritätspersonen war, auch wenn ich wußte, daß sie recht hatten.	-	1.50	.50	.38
8.	Ganz gleich, mit wem ich mich unterhalte, ich bin immer ein guter Zuhörer.	+	1.38	.49	.39
9.	Ich habe gelegentlich mal jemanden übervorteilt.	-	1.59	.49	.34
10.	Ich bin immer gewillt, einen Fehler, den ich mache, auch zuzugeben.	+	1.26	.44	.35
11.	Ich versuche immer, nach dem was ich sage, auch zu handeln.	+	1.08	.27	.10
12.	Ich finde es nicht besonders schwierig, mit lauten unangenehmen Leuten auszukommen.	+	1.69	.46	.25

Fortsetzung Tabelle 24

Item-Nr.	Itemwortlaut	Polung	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
13.	Manchmal bestehe ich auf Genugtuung und kann nicht vergeben und vergessen.	-	1.41	.49	.32
14.	Wenn ich etwas nicht weiß, gebe ich es ohne Zögern zu.	+	1.19	.40	.41
15.	Ich bin immer höflich, auch zu unangenehmen Leuten.	+	1.44	.50	.44
16.	Gelegentlich hatte ich Lust, alles zu zerschlagen.	-	1.47	.50	.33
17.	Ich würde niemals zulassen, daß jemand für meine Vergehen bestraft wird.	+	1.08	.27	.15
18.	Ich bin niemals ärgerlich, wenn ich um eine Gefälligkeit gebeten werde.	+	1.39	.49	.44
19.	Ich bin niemals ärgerlich gewesen, wenn andere Leute Ansichten äußerten, die von meinen sehr abwichen.	+	1.55	.50	.44
20.	Manchmal bin ich neidisch, wenn andere Glück haben.	-	1.46	.50	.44
21.	Ich hatte niemals das Gefühl, ohne Grund bestraft zu werden.	+	1.64	.48	.38
22.	Ich denke manchmal, daß die Leute, die ein Unglück trifft, es auch verdient haben.	-	1.12	.32	.10
23.	Ich habe niemals mit Absicht etwas gesagt, was die Gefühle des anderen verletzen könnte.	+	1.51	.50	.45

1) Die Antwortalternativen lauten "richtig" oder "falsch". Vor den Analysen wurde die Polung der Items vereinheitlicht. Jetzt bedeutet 1 Antwort im Sinne sozialer Erwünschtheit.

#### 4.13 Interne Konsistenz (IK 1, IK 2)

Dieses von MONTADA et al. (1983, vgl. auch SCHMITT, DALBERT & MONTADA 1982) entwickelte Instrument soll einerseits das Bedürfnis nach Konsistenz, andererseits die selbst eingeschätzte Konsistenz innerhalb der eigenen Einstellungen sowie zwischen Einstellungen und Verhalten der Probanden erfassen. Es wurden zwei Fassungen des Instruments erstellt, wobei die Items der ersten Form sämtlich positiv gepolt sind (IK 1), diejenigen der zweiten sämtlich negativ gepolt sind (IK 2). Mittels der Meßwertdifferenzen aus IK 1 und IK 2 soll so eine Kontrolle der Akquieszenz möglich werden.

##### 4.13.1 Interne Konsistenz positiv gepolt (IK 1)

Diese Skala enthält 16 Items, deren Wortlaut Tabelle 24 zu entnehmen ist.

- (1) Die interne Konsistenz der Skala beträgt  $\text{Alpha} = .84$ .
- (2) Die Split-half Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .82$ , nach GUTTMAN  $r = .82$ .
- (3) Die Eigenwerte der ersten fünf Hauptkomponenten betragen: 4.99 (1), 2.41 (2), 1.26 (3), 1.03 (4), .87 (5).
- (4) Nach dem Eigenwerteverlauf bietet sich eine zweifaktorielle und eine dreifaktorielle Lösung an. Aus inhaltlichen Gründen wurde die dreifaktorielle Lösung gewählt. Sie klärt 54% der Itemgesamtvarianz auf.
- (5) Die aufgeklärte Varianz verteilt sich in der dreifaktoriellen Lösung nach der Varimaxrotation auf die drei Faktoren folgendermaßen: 39% (1), 38% (2), 23% (3).

Wie aus Tabelle 25 ersichtlich wird, laden auf dem ersten Faktor vor allem solche Items hoch, die sich auf das Bemühen um bzw. den Anspruch und Wunsch nach Konsistenz beziehen (Items 1, 2, 5, 7, 12, 13, 15). Diese Items werden zu der Teilskala "Konsistenzzentralität" zusammengefaßt.

Tabelle 25: Ergebnisse der Analyse der Skala IK 1 (N = 304)

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
1.	Es ist mir wichtig, meine Überzeugungen in die Tat umzusetzen.	1.89	.75	.39	<u>-.69</u>	.02	-.12
2.	Mir ist es bei vielen Themen wichtig, einen eigenen Standpunkt zu entwickeln.	1.71	.77	.32	<u>-.72</u>	-.02	.07
3.	Ich glaube, daß ich mich meistens meinen Einstellungen entsprechend verhalte.	2.14	.79	.43	-.36	.26	-.30
4.	Ich ändere selten meine Meinung.	3.07	1.10	.46	-.07	<u>.69</u>	-.09
5.	Wenn ich zu etwas eine Meinung habe, muß ich diese auch vertreten.	1.97	.97	.58	<u>-.57</u>	.33	-.24
6.	Ich finde, wenn man sich einmal eine Meinung gebildet hat, sollte man auch dabei bleiben.	3.78	1.56	.59	-.10	<u>.85</u>	-.11
7.	Ich trete häufig für meine Überzeugungen ein.	2.17	.89	.52	<u>-.73</u>	.09	-.29
8.	Wenn ich mir zu etwas eine Meinung gebildet habe, bleibe ich auch dabei.	3.31	1.39	.61	-.14	<u>.87</u>	-.04
9.	Ich finde, daß man selten gegen seine Überzeugungen handeln muß.	3.29	1.29	.51	-.20	.22	<u>-.71</u>
10.	Es ist mir wichtig, meine eigene Meinung beizubehalten.	2.86	1.26	.59	-.17	<u>.73</u>	-.16
11.	Die Umstände hindern mich selten daran, mich meiner Überzeugung entsprechend zu verhalten.	2.95	1.15	.44	-.04	.23	<u>-.78</u>
12.	Ich habe zu vielen Themen eine eigene Meinung.	1.85	.75	.27	<u>-.59</u>	-.03	-.04
13.	Ich will für alles eintreten, was ich richtig finde.	2.26	.98	.49	<u>-.73</u>	.20	-.04

Fortsetzung Tabelle 25

Item-	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$	$l_1$	$l_2$	$l_3$
14.	Ich finde es besser, auf dem eigenen Standpunkt zu beharren, als die Meinung anderer zu übernehmen.	3.58	1.48	.43	.08	<u>.67</u>	-.23
15.	Ich bemühe mich häufig, meine Prinzipien in die Tat umzusetzen.	2.21	.90	.46	<u>-.63</u>	.06	-.32
16.	Ob ich für oder gegen etwas bin, hängt selten vom Zufall ab.	2.16	1.19	.31	-.15	.03	<u>-.62</u>

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

Faktor 2 wird durch einen Itemkomplex markiert, dem die Bereitschaft und Forderung nach zeitlicher Stabilität eigener Einstellungen gemeinsam ist (Items 4, 6, 8, 10/ 14). Die fünf Items werden zu der Teilskala "Meinungsstabilität" zusammengefaßt.

Faktor 3 wird durch Items indiziert, in denen der situative Kontext von Konsistenz zwischen Einstellung und Verhalten angesprochen wird (Items 9, 11, 16). Aus diesen drei Items wird die Teilskala "Robustheit gegenüber Situationseinflüssen" gebildet.

Das Ergebnis der Hauptkomponentenanalyse wie auch die Skalennstatistiken weisen starke Ähnlichkeiten mit den von SCHMITT et al. (1983) berichteten Analysebefunden über die Skala IK 1 aus der Untersuchung interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber auf. Es fanden sich auch dort im Gegensatz zu den vier a priori gebildeten Dimensionen (vgl. SCHMITT et al. 1982) die drei Dimensionen "Konsistenzzentralität", "Meinungsstabilität" und "Robustheit gegenüber Situationseinflüssen" wieder, wobei dort die Items 5 und 16 (im Unterschied zu hier) nicht unser Ladungskriterium erfüllten.

Aufgrund der Skalenanalysen aber auch der Stabilität der Befunde aus zwei Untersuchungen können zur Hypothesentestung (DALBERT et al. 1983) sowohl die über die Gesamtskala IK 1 als auch die über die drei Teilskalen gebildeten individuellen Mittelwerte herangezogen werden.

#### 4.13.2 Interne Konsistenz negativ gepolt (IK 2)

Wie bereits erwähnt, wurde die Skala konstruiert, um über Mittelwertdifferenzen zwischen IK 1 und IK 2 eine Möglichkeit zur Kontrolle der Akquieszenz zu haben. Voraussetzung hierfür war die Entwicklung einer negativ gepolten Fassung der Skala IK 1. Die 16 Items dieser Skala IK 2 sind Tabelle 26 zu entnehmen.

- (1) Die interne Konsistenz der Gesamtskala beträgt  $\text{Alpha} = .81$ .
- (2) Die Split-half-Reliabilität nach SPEARMAN-BROWN beträgt  $r = .84$ , nach GUTTMAN  $r = .84$ .

Das Alpha berechtigt zur Bildung eines Gesamtskalenwertes, so daß die Differenz der Gesamtskalenwerte von IK 1 und IK 2 als Akquieszenzmaß zulässig wird.

Tabelle 26: Ergebnisse der Analyse der Skala IK 2 (N = 292)

Item-Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
1.	Es ist mir unwichtig, meine Überzeugungen in die Tat umzusetzen.	2.07	1.17	.36
2.	Mir ist es bei vielen Themen unwichtig, einen eigenen Standpunkt zu entwickeln.	2.17	1.09	.48
3.	Ich glaube, daß ich mich selten meinen Einstellungen entsprechend verhalte.	2.11	.94	.40
4.	Ich ändere häufig meine Meinung.	2.27	.97	.30

Fortsetzung Tabelle 26

Item- Nr.	Itemwortlaut	$M_x^{1)}$	$s_x$	$r_{it}$
5.	Wenn ich zu etwas eine Meinung habe, muß ich diese nicht unbedingt vertreten.	3.02	1.33	.47
6.	Ich finde, wenn man sich einmal eine Meinung gebildet hat, muß man nicht unbedingt dabei bleiben.	4.27	1.27	.20
7.	Ich trete selten für meine Überzeugungen ein.	2.13	.99	.60
8.	Wenn ich mir zu etwas eine Meinung gebildet habe, bleibe ich nicht unbedingt dabei.	3.83	1.32	.31
9.	Ich finde, daß man manchmal auch gegen seine Überzeugungen handeln muß.	3.88	1.27	.37
10.	Es ist mir unwichtig, meine eigene Meinung beizubehalten.	2.27	1.15	.38
11.	Die Umstände hindern mich häufig daran, mich meiner Überzeugung entsprechend zu verhalten.	3.26	1.25	.40
12.	Ich habe zu vielen Themen keine eigene Meinung.	2.37	1.15	.51
13.	Ich will nicht für alles eintreten, was ich richtig finde.	2.99	1.31	.51
14.	Ich finde es besser, die Meinung anderer zu übernehmen, als auf dem eigenen Standpunkt zu beharren.	2.10	1.07	.38
15.	Ich bemühe mich selten, meine Prinzipien in die Tat umzusetzen.	2.20	1.00	.53
16.	Ob ich für oder gegen etwas bin, hängt häufig vom Zufall ab.	1.87	1.07	.46

1) Die Antwortskala reicht von 1 - 6; 1 heißt: "stimmt genau", 6 heißt: "stimmt überhaupt nicht".

## LITERATUR

- BEM, D.J. & ALLEN, A. 1974. On predicting some of the people some of the time: The search for cross-situational consistencies in behavior. *Psychological Review* 81, 506-520.
- BEUTEL, P. & SCHUBÖ, W. 1983<sup>4</sup>. SPSS 9. Stuttgart: Gustav Fischer.
- BOGARDUS, E.S. 1925. Measuring social distance. *Journal of Applied Sociology* 9, 299-308.
- CATTELL, R.B. 1966. The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research* 1, 245-276.
- CROWNE, D.P. & MARLOWE, D. 1960. A new Scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology* 24, 349-354.
- DALBERT, C. 1982a. Ein Strukturmodell interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 6 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 13).
- DALBERT, C. 1982b. Der Glaube an eine gerechte Welt: Zur Güte einer deutschen Version der Skala von RUBIN & PEPLAU. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 3 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 10).
- DALBERT, C, SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1982. Überlegungen zu Möglichkeiten der Erfassung von Schuldkognitionen und Schuldgefühlen. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 9 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 16).
- DALBERT, L., SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1983. Existentielle Schuld: Ausgewählte Untersuchungshypothesen. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 14 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 21).
- DAWES, R.M. & MOORE, M. 1980. Die Guttman-Skalierung orthodoxer und randomisierter Reaktionen. In: PETERMANN, F. (Ed.) *Einstellungsmessung, Einstellungsforschung*. Göttingen: Hogrefe. p. 117-133.
- DIETRICH, R. 1977<sup>2</sup>. *Psychodiagnostik*. München: Ernst Reinhard.
- FISCHER, G.H. 1974. *Einführung in die Theorie psychologischer Tests*. Bern: Huber.

- FÜRNRATT, E. 1969. Zur Bestimmung der Anzahl gemeinsamer Faktoren in Faktorenanalysen psychologischer Daten. Diagnostica 15, 62-75.
- IZARD, C, DOUGHERTY, F., BLOXOM, B.M. & KOTSCH, N.E. 1974. The differential emotions scale: A method of measuring the subjective experience of discrete emotions. Unpublished manuscript.
- 2
- LIENERT, G.A. 1967 . Testaufbau und Testanalyse. Weinheim: Beltz.
- LÜCK, H.E. & TIMAEUS, E. 1965. Skalen zur Messung Manifeste Angst (MAS) und sozialer Wünschbarkeit (SDS-E und SDS-CM). Diagnostica 15, 134-141.
- MONTADA, L. 1981. Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld. Projektantrag an die Stiftung Volkswagenwerk. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 1 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 8).
- MONTADA, L. & REICHLE, B. 1983. Existentielle Schuld: Explikation eines Konzeptes. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 11 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 18).
- MONTADA, L., SCHMITT, M. & DALBERT, C. 1983. Existentielle Schuld: Rekrutierung der Untersuchungsstichprobe, Erhebungsinstrumente und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 13 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 20).
- REICHLE, B. & DALBERT, C. 1983. Kontrolle: Konzepte und ausgewählte Bezüge zu existentieller Schuld. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 12 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 19).
- REVENSTORF, D. 1980. Faktorenanalyse. Stuttgart: Kohlhammer.
- SCHMITT, M. 1980. Die Beurteilung der Gerechtigkeit von Aufteilungsentscheidungen: Personale und situative Einflüsse. Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie (Diplomarbeit, Schreibmaschinenhektographie).
- SCHMITT, M. 1982. Empathie: Konzepte, Entwicklung, Quantifizierung. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 2 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 9).
- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Rekrutierung der Ausgangsstichprobe, Erhebungsinstrumente in erster Version und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 7 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 14).

- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1983. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen (erster Untersuchungszeitraum). Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 15 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 23).
- SCHMITT; M. & MONTADA, L. 1982. Determinanten erlebter Gerechtigkeit. Zeitschrift für Sozialpsychologie 13, 32-44.
- TRIANDIS, H.C. 1971. Attitude and attitude change. New York: Wiley.

Bisher erschienene Arbeiten dieser Reihe

- MONTADA, L. 1978. Schuld als Schicksal? Zur Psychologie des Erlebens moralischer Verantwortung. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 1.
- DOENGES, D. 1978. Die Fähigkeitskonzeption der Persönlichkeit und ihre Bedeutung für die Moralerziehung. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 2.
- MONTADA, L. 1978. Moralerziehung und die Konsistenzproblematik in der Differentiellen Psychologie. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.3.
- MONTADA, L. 1980. Spannungen zwischen formellen und informellen Ordnungen. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 4.
- DALBERT, C. 1980. Verantwortlichkeit und Handeln. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 5.
- SCHMITT, M. 1980. Person, Situation oder Interaktion? Eine zeitlose Streitfrage diskutiert aus der Sicht der Gerechtigkeitsforschung. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 6.
- SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1981. Entscheidungsgegenstand, Sozialkontext und Verfahrensregel als Determinanten des Gerechtigkeitsurteils. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 7.
- MONTADA, L. 1981. Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld. Projektantrag an die Stiftung Volkswagenwerk. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 1 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 8) .
- SCHMITT, M. 1982. Empathie: Konzepte, Entwicklung, Quantifizierung. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 2 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 9).
- DALBERT, C. 1982. Der Glaube an eine gerechte Welt: Zur Güte einer deutschen Version der Skala von RUBIN und PEPLAU. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 3 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 10).

- SCHMITT, M. 1982. Zur Erfassung des moralischen Urteils: Zwei standardisierte objektive Verfahren im Vergleich. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 4 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 11).
- SCHMITT, M. 1982. Über die Angemessenheit verschiedener Analyse-Modelle zur Prüfung dreier Typen von Hypothesen über multivariate Zusammenhänge in Handlungsmodellen. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 5 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 12).
- DALBERT, C. 1982. Ein Strukturmodell interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 6 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 13).
- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Rekrutierung der Ausgangsstichprobe, Erhebungsinstrumente in erster Version und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 7 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 14).
- MONTADA, L., DALBERT, C. & SCHMITT, M. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Hypothesen über Zusammenhänge innerhalb der Kernvariablen und zwischen Kernvariablen und Kovariaten. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 8 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 15).
- DALBERT, C, SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1982. Überlegungen zu Möglichkeiten der Erfassung von Schuldkognitionen und Schuldgefühlen. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 9 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 16).
- SCHMITT, M. & GEHLE, H. 1983. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Verantwortlichkeitsnormen, Hilfeleistungen und ihre Korrelate - ein Überblick über die Literatur. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 10 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 17).

- MONTADA, L. & REICHLE, B. 1983. Existentielle Schuld: Explikation eines Konzeptes. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 11 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 18) .
- REICHLE, B. & DALBERT, C. 1983. Kontrolle: Konzepte und ausgewählte Bezüge zu existentieller Schuld. Trier: P.I.V.-Bericht Nr. 12 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 19).
- MONTADA, L., SCHMITT, M. & DALBERT, C. 1983. Existentielle Schuld: Rekrutierung der Untersuchungsstichprobe, Erhebungsinstrumente und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 13 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 20).
- DALBERT, C, SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1983. Existentielle Schuld: Ausgewählte Untersuchungshypothesen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 14 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 21).
- KREUZER, C. & MONTADA, L. 1983. Vorhersage der Befriedigung wahrgenommener Bedürfnisse der eigenen Eltern: Ergebnisse einer Pilotstudie. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 22.
- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1983. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen (erster Untersuchungszeitraum) . Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 15 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 23).
- DALBERT, C, MONTADA, L., SCHMITT, M. & SCHNEIDER, A. 1984. Existentielle Schuld: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 16 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 24).
- SCHMITT, M., MONTADA, L. & DALBERT, C. 1984. Erste Befunde zur Validität des Konstruktes Existentielle Schuld. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 17 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 25).

Andernorts publizierte Arbeiten aus dieser Arbeitsgruppe

- MONTADA, L. 1977. Moralisches Verhalten. In: HERRMANN, T., HOFSTÄTTER, P.R., HUBER, H. & WEINERT, F.E. (Ed.) Handbuch psychologischer Grundbegriffe. München: Kösel. p. 289 - 296.
- MONTADA, L. 1980. Gerechtigkeit im Wandel der Entwicklung. In: MIKULA, G. (Ed.) Gerechtigkeit und soziale Interaktion. Bern: Huber. p. 301 - 329.
- MONTADA, L. 1980. Moralische Kompetenz: Aufbau und Aktualisierung. In: ECKENSBERGER, L.H. & SILBEREISEN, R.K. (Ed.) Entwicklung sozialer Kognitionen: Modelle, Theorien, Methoden, Anwendungen. Stuttgart: Klett-Cotta. p. 237 - 256.
- MONTADA, L. 1981. Gedanken zur Psychologie moralischer Verantwortung. In: ZSIFKOVITS, V. & WEILER, R. (Ed.) Erfahrungsbezogene Ethik. Berlin: Duncker & Humblot. p. 67 - 88.
- SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1982. Determinanten erlebter Gerechtigkeit. Zeitschrift für Sozialpsychologie 13, 32 - 44.
- DAHL, U., MONTADA, L. & SCHMITT, M. 1982. Hilfsbereitschaft als Personmerkmal. Trierer Psychologische Berichte, Band 9, Heft 8.
- DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Vorurteile und Gerechtigkeit in der Beurteilung von Straftaten. Eine Untersuchung zur Verantwortlichkeitsattribution. Trierer Psychologische Berichte, Band 9, Heft 9.
- MONTADA, L. 1982. Entwicklung moralischer Urteilsstrukturen und Aufbau von Werthaltungen. In: OERTER, R., MONTADA, L. u.a. Entwicklungspsychologie. München: Urban & Schwarzenberg. p. 633 - 673.
- MONTADA, L. 1983. Delinquenz. In: SILBEREISEN, R.K. & MONTADA, L. (Ed.) Entwicklungspsychologie. Ein Handbuch in Schlüsselbegriffen. München: Urban & Schwarzenberg. p. 201 - 212.
- MONTADA, L. 1983. Voreingenommenheiten im Urteilen über Schuld und Verantwortlichkeit. In: MONTADA, L., REUSSER, K. & STEINER, G. (Ed.) Kognition und Handeln. Stuttgart: Klett-Cotta. p. 156 - 168.

MONTADA, L. 1983. Verantwortlichkeit und das Menschenbild in der Psychologie. In: JÜTTEMANN, G. (Ed.) Psychologie in der Veränderung. Weinheim: Beltz. p. 162 - 188.