

Fachbereich I - Psychologie  
Universität Trier  
D-54286 Trier

104            1997a

Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A.

**Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem:  
Analyse der Meßeigenschaften von Indikatoren  
der seelischen Gesundheit**



## INHALT

VORBEMERKUNGEN	1
Kontext und Zielsetzung des Forschungsprojekts GiP	1
Statistische Vorbemerkungen zu den Item- und Skalenanalysen	1
KONSTRUKTSPEZIFISCHE ITEM- UND SKALENANALYSEN	3
Glücksbarometer	3
Lebenszufriedenheit	8
Depressivität	16
Selbstwertgefühl	18
Seelische Gesundheit	20
KONSTRUKTÜBERGREIFENDE ITEM- UND SKALENANALYSEN	22
Korrelative und faktorielle Struktur auf Itemebene	22
Korrelative und faktorielle Struktur auf Skalen- und Teilskalenebene	24
ZUSAMMENFASSUNG UND DISKUSSION	27
LITERATUR	30
BISHER ERSCHIENENE ARBEITEN DIESER REIHE	32
ANDERNORTS PUBLIZIERTE ARBEITEN AUS DIESER ARBEITSGRUPPE	37

## ZUSAMMENFASSUNG

Im Rahmen des längsschnittlich angelegten Forschungsprojekts "Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem" (GiP) wird seelische Gesundheit als Bedingung und Folge der Wahrnehmung sozialer Ungerechtigkeiten und deren Verarbeitung betrachtet. Zur Messung der Seelischen Gesundheit wurden folgende Meßinstrumente verwendet: Seelische Gesundheit als Sekundärfaktor wurde mit der Skala SG des TPF (Trierer Persönlichkeitsfragebogen von Becker, 1989) gemessen. Das allgemeine Glück oder Wohlbefinden wurde retrospektiv bilanzierend (beginnend mit 1985) mittels einer graphischen Verlaufskurve erhoben. Zur Messung der bereichsspezifischen Lebenszufriedenheit wurde der FLZ (Fragebogen zur Lebenszufriedenheit von Fahrenberg, Myrtek, Wilk & Kreutl, 1986) modifiziert, gekürzt und um einige Lebensbereiche ergänzt. Beschwerdefreiheit wurde mittels der Teilskala "Gesundheit" des FLZ erhoben. Zur Messung der Depressivität wurde die deutsche Fassung des BDI (Beck-Depression-Inventory; deutsch: Hautzinger, Bailer, Worall & Keller, 1994) modifiziert. Suizidneigung wurde mit dem entsprechenden Item des modifizierten BDI und zwei neu konstruierten Items erhoben, die an den BDI angehängt wurden. Das Selbstwertgefühl wurde mit der RSS (Rosenberg Self-Esteem Scale; Rosenberg, 1965) in der deutschen Übersetzung von Janich & Boll (1982) gemessen. Der vorliegende Bericht informiert über die Item- und Skalenanalysen dieser Instrumente an einer demographisch heterogenen Stichprobe von über 2500 Probanden aus allen Ländern der Bundesrepublik sieben Jahre nach der Wiedervereinigung.

## ABSTRACT

In the longitudinal research project "Justice as a problem within unified Germany" (GiP), mental health is considered both an antecedent for and a consequence of perceiving and coping with social injustice. Mental health was measured with several instruments: For measuring mental health as a second order factor, the subscale SG of the TPF (Trier Personality Questionnaire; Becker, 1989) was used. A retrospective happiness chart (beginning with 1985) was used for the assessment of current and past general well-being. A modified, shortened, and extended version of the FLZ (Life Satisfaction Questionnaire; Fahrenberg et al., 1986) was used for measuring domain-specific life satisfaction. The subscale "health" of the aforementioned FLZ was used for assessing somatic/bodily complaints. The German version (Hautzinger et al., 1994) of the BDI (Beck-Depression-Inventory) was modified and used for measuring depression. Risk of suicide was measured with the suicide-item of the BDI plus two newly developed items. These two items were attached to the BDI. A German translation (Janich & Boll, 1982) of the RSS (Rosenberg Self-Esteem Scale; Rosenberg, 1965) was used for the assessment of self-esteem. The present report describes item and scale analyses using data from a demographically heterogeneous sample of over 2500 citizens from all German states seven years after the German reunification.

## VORBEMERKUNGEN

### Kontext und Zielsetzung des Forschungsprojekts GiP

Diese Arbeit ist im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft unterstützten Forschungsvorhabens "Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem" (GiP) entstanden. Die Fragestellung des Projekts geht von der Annahme aus, daß im wiedervereinigten Deutschland "Ost" und "West" nicht nur geographische und historische Begriffe darstellen, sondern psychologisch bedeutsame soziale Kategorien bilden und somit die Grundlage für soziale Vergleiche aller Art abgeben. Für die innerdeutsche Situation ist auch sieben Jahre nach der Wiedervereinigung ein deutliches Gefälle in der durchschnittlichen Qualität der Lebensbedingungen von West nach Ost kennzeichnend. Für viele Bürger in Ost und West stellt sich die Frage nach der Gerechtigkeit dieser Situation. Aufbauend auf früheren Arbeiten zur relativen Deprivation und relativen Privilegierung wird in GiP längsschnittlich untersucht, welche dispositionellen Einstellungen und Werthaltungen gemeinsam mit welchen spezifischen Ansichten über die innerdeutsche Verteilungssituation zu subjektiven Ungerechtigkeiten führen, und welche Effekte Ungerechtigkeitswahrnehmungen auf Emotionen, Handlungsbereitschaften und Indikatoren der seelischen Gesundheit haben (Schmitt, Maes & Schmal, in Druck).

Um das zuletzt genannte Konstrukt der seelischen Gesundheit geht es hier. Schmitt, Maes & Schmal, (1995) haben auf der Grundlage einer Literatursuche nach theoretisch gut begründeten und empirisch bewährten Indikatoren und Meßinstrumenten der seelischen Gesundheit ein Instrumentarium zusammengestellt, das für die Zielsetzung von GiP geeignet erschien und in der ersten Erhebungswelle eingesetzt wurde: Seelischen Gesundheit als Sekundärfaktor wurde mit der Skala SG des TPF (Trierer Persönlichkeitsfragebogen von Becker, 1989) gemessen. Das allgemeine Glück oder Wohlbefinden wurde retrospektiv bilanzierend (beginnend mit 1985) mittels einer graphischen Verlaufskurve erhoben. Zur Messung der bereichsspezifischen Lebenszufriedenheit wurde der FLZ (Fragebogen zur Lebenszufriedenheit von Fahrenberg et al., 1986) modifiziert, gekürzt und um einige Lebensbereiche erweitert. Beschwerdenfreiheit wurde mittels der Teilskala "Gesundheit" des FLZ erhoben. Zur Messung der Depressivität wurde die deutsche Fassung des BDI (Beck-Depression-Inventory; deutsch: Hautzinger et al., 1994) modifiziert. Suizidneigung wurde mit dem entsprechenden Item des modifizierten BDI und zwei neu konstruierten Items erhoben, die an den BDI angehängt wurden. Das Selbstwertgefühl wurde mit der RSS (Rosenberg Self-Esteem Scale; Rosenberg, 1965) in der deutschen Übersetzung von Janich & Boll (1982) gemessen. Der vorliegende Bericht informiert über die Item- und Skalenanalysen dieser Instrumente an einer demographisch heterogenen Stichprobe von über 2500 Probanden aus allen Ländern der Bundesrepublik sieben Jahre nach der Wiedervereinigung.

### Statistische Vorbemerkungen zu den Item- und Skalenanalysen

Die Instrumente wurden in der Tradition des Latent Trait-Modells der Klassischen Testtheorie (KTT) entwickelt (Gulliksen, 1950; Lord & Novick, 1968). Die Auslese von Items und die Bildung von Skalen bzw. Teilskalen orientiert sich am Kriterium der  $\tau$ -Kongenerität auf Itemebene (Steyer & Eid, 1993). Obwohl die KTT nicht für Items formuliert wurde und das lineare Latent Trait-Modell zur Modellierung der Kovarianzstruktur von Items mit begrenztem Wertebereich statistisch inadäquat ist, schließen wir uns einer verbreiteten Auffassung an, wonach die Analyse der Binnenstruktur von Meßinstrumenten auf Itemebene nach pragmatischen Erwägungen vernünftig ist, sofern mehrstufige Antwortformate verwendet wurden und bestimmte Verteilungseigenschaften (insbesondere Gleichförmigkeit der Verteilungen) gegeben sind.

Die empirische Identifikation von Latent Traits (bzw. States; vgl. Steyer, Ferring & Schmitt, 1992) wird nach dem Modell mehrerer gemeinsamer Faktoren vorgenommen (Hartman, 1968). Als Extraktionsmethode wird die Hauptachsenmethode verwendet, da die Hauptkomponentenanalyse zu einer systematischen Überschätzung von Kommunalitäten und Faktorladungen führt (Widaman, 1993). Die Faktorenzahl wird primär nach dem Scree-Test von Cattell (1966) bestimmt, da das Kaiser-Kriterium (Eigenwerte  $> 1$ ) eine Überfaktorisierung und die Extraktion hochspezifischer Faktoren begünstigt. Als zusätzliche Kriterien für die Bestimmung der Faktorenzahl werden auch theoretische Erwartungen sowie die Interpretierbarkeit der Faktoren nach der Rotation zur Einfachstruktur herangezogen. Varimax (Kaiser, 1958) wird als Kriterium rechtwinkliger Rotationen, direct-oblimin (Jennrich & Sampson, 1966) als Kriterium schiefwinkliger Rotationen verwendet.

Die Item- und Skalenanalysen werden in folgenden Schritten durchgeführt und berichtet: Zunächst werden die Eigenwerte der Korrelationsmatrix der Items mitgeteilt. Wenn der Scree-Test der Eigenwerte gegen die Eindimensionalität ( $\tau$ -Kongenerität) der analysierten Items spricht, werden die Faktorladungen ( $a_i$ ) der extrahierten Faktoren nach ihrer Rotation zur Einfachstruktur berichtet sowie die Kommunalitäten der Items ( $h^2$ : Zeilenquadratsumme der Faktorladungsmatrix) und die durchschnittlichen Anteile der Faktoren an der Itemvarianz in Prozent ( $\%s^2$ : Spaltenquadratsumme  $\times 100$ /Anzahl der Items). Gemeinsam mit den Faktorladungen werden für jedes Item außerdem berichtet: Die Polung (bei Skalen mit wechselnder Itempolung), der Itemmittelwert ( $M$ ), die Standardabweichung ( $s$ ) des Items sowie die Trennschärfen der Items gegenüber ihrer Teilskala ( $r_{ii}$ ) und, sofern auch ein Generalfaktormodell akzeptiert werden kann, die Trennschärfen der Items gegenüber der Skala (Itemsumme). Wenn der Scree-Test für die  $\tau$ -Kongenerität aller Items spricht (Eindimensionalität), werden die Faktorladungen auf der ersten unrotierten Hauptachse sowie die Trennschärfen gegenüber der Skala berichtet. Auf die Mitteilung der Kommunalitäten kann in diesem Fall verzichtet werden.

In die Skala oder Teilskala, die zur Messung eines gemeinsamen Faktors gebildet werden, finden nur Items mit hinreichend hoher Ladung, hinreichend guter Einfachstruktur und hinreichend hoher Trennschärfe Aufnahme, wobei für diese Kriterien keine Grenzwerte festgesetzt werden. Zu dieser Abweichung von unserer früheren Praxis (Schmitt, Dalbert & Montada, 1983) hat uns die Einsicht bewogen, daß Faktorladungen und Trennschärfen nie absolut, sondern nur im Kontext der theoretischen Bestimmung eines Konstrukts, im Kontext der Meßintention und im Kontext der Meßeigenschaften anderer Items bewertet werden können. Beispielsweise ist für Items zur Messung breiter Konstrukte eine hohe Trennschärfe kein Qualitätsmerkmal, da mit verschiedenen Items verschiedene Bestandteile des Konstrukts repräsentiert werden sollen. Da sich Ergänzung und Redundanz gegenläufig verhalten, können Items mit einer geringen Trennschärfe wertvoller sein als Items mit hohen Trennschärfen. Soll ein breites Konstrukt gemessen werden, können hohe Trennschärfen z.B. darauf hinweisen, daß verschiedene Bestandteile des Konstrukts durch ungleich viele Items repräsentiert sind oder die Items nur einen spezifischen Ausschnitt aus dem Konstrukt vertreten. Letztlich kann die Höhe von Trennschärfen, Faktorladungen und Itemkorrelationen nur vor dem Hintergrund der theoretisch begründeten Meßintention und nur innerhalb eines formalen Meßmodells beurteilt werden (Schmitt & Borkenau, 1992).

Zur konservativen Schätzung der Reliabilität der gebildeten Skalen und Teilskalen wird Cronbachs (1951) Alpha ermittelt und mitgeteilt. Da Alpha von der Testlänge abhängt, ist dieser Koeffizient entgegen seiner Bezeichnung und einer verbreiteten Auffassung als Indikator für die interne Konsistenz oder Homogenität eines Tests schlechter geeignet als die Trennschärfen der Items und ihre durchschnittliche Korrelation, die ebenfalls mitgeteilt wird [ $M(r_{ii})$ ].

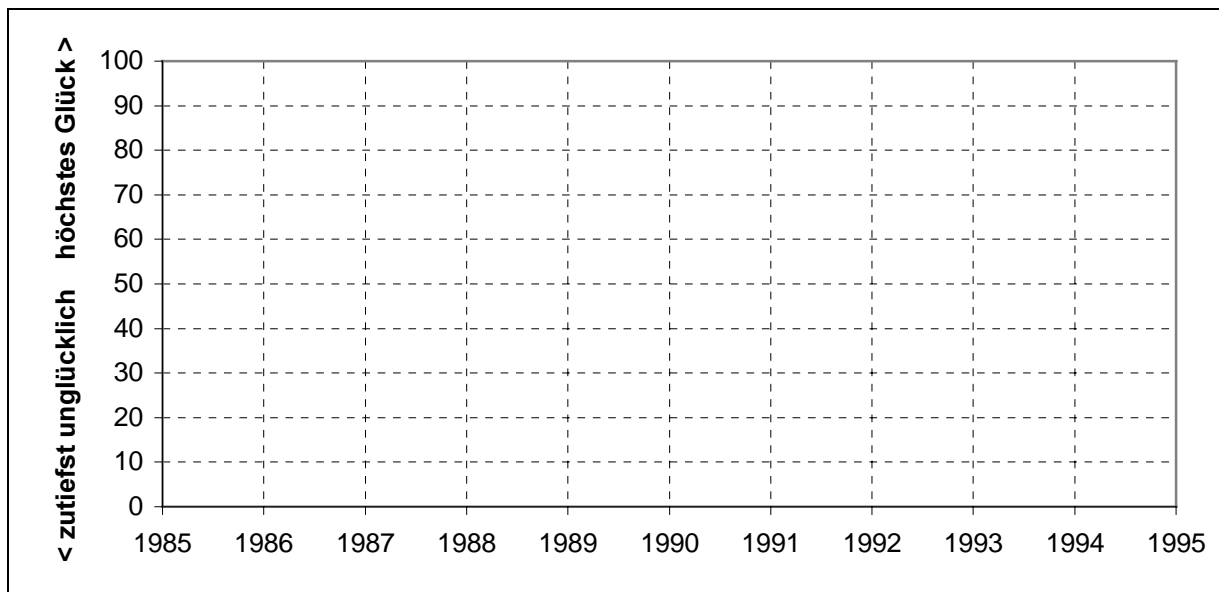
## KONSTRUKTSPEZIFISCHE ITEM- UND SKALENANALYSEN

Zunächst werden die Meßeigenschaften der einzelnen Instrumente getrennt analysiert, dann werden sie simultanen Analysen ihrer gemeinsamen Binnenstruktur auf der Ebene von Items und Teilskalen unterzogen. Dabei wird auch auf die Frage der Meßäquivalenz für Ost- und Westdeutsche (Gleichheit der Binnenstruktur) sowie auf Ost-West-Unterschiede in mittleren Ausprägungen eingegangen. Der Ost-West-Vergleich der Meßeigenschaften ist freilich nur einer von vielen möglichen und theoretisch sinnvollen Vergleichen. Es wäre beispielsweise auch interessant zu untersuchen, ob die verwendeten Instrumente in verschiedenen demographischen Gruppen (Geschlecht, Alter, Bildung etc.) äquivalent sind und ihre Binnenstruktur von anderen psychologischen Variablen moderiert wird. Für GiP ist jedoch die Ost-West-Variable von ganz herausragender Bedeutung und deshalb wird nur sie als potentieller Moderator der Kovarianzstruktur der Meßvariablen betrachtet.

Die Analyse der Instrumente erfolgt in der gleichen Reihenfolge, in der diese im Fragebogen vorgegeben waren:

1. Glücksbarometer
2. Lebenszufriedenheit
3. Depressivität
4. Selbstwertgefühl
5. Seelische Gesundheit

### Glücksbarometer



Es handelt sich um ein Verfahren aus der Gruppe der graphischen Verlaufskurven, die im englischen Sprachraum häufig als "life chart" oder "life satisfaction chart" bezeichnet werden (Mayring, 1991, Verfahren Nr. 33 und Nr. 45). Die Versuchspersonen wurden aufgefordert, ihr globales Wohlbefinden (Glück) seit 1985 in Jahresabständen auf einer Skala von 0 bis 100 (in Anlehnung an die Celsius-Temperaturskala oder die Prozentskala) einzuschätzen und in das oben abgebildete Koordinatensystem einzutragen. Überschriften war dieser Teil des Fragebogens mit "Wie glücklich waren Sie in den letzten Jahren?" Die Instruktion lautete: "Uns interessiert jetzt, wie glücklich Sie sich, insgesamt betrachtet, in den letzten Jahren geföhlt

haben. Wir möchten Sie bitten, kurz Rückschau zu halten und für jedes Jahr ab 1985 eine zusammenfassende Einschätzung zu geben. Für Ihre Einschätzung steht ihnen ein "Glücksmaß" von 0 bis 100 zur Verfügung." Zur Illustration wurden dann die Werte einer fiktiven Person mitgeteilt und erläutert.

Sofern sich das Glücksempfinden intraindividuell kontinuierlich und nicht sprunghaft über die Jahre verändert, ist eine Simplexstruktur der Korrelationsmatrix zu erwarten. Die Höhe des ersten Eigenwerts der Matrix und der weitere Eigenwerteverlauf werden davon abhängen, wie stark die Korrelationen von der Diagonale zu den Rändern der Matrix abfallen, d.h. wie hoch die durchschnittliche Autoregression von Jahr zu Jahr ausfällt. Mehrere unabhängige gemeinsame Faktoren sind zu erwarten, wenn es gleichzeitige kollektive Ereignisse mit nachhaltigen differentiellen Effekten auf das Glücksempfinden gibt (Person x Zeitpunkt - Interaktionen). Die Wende könnte ein solches Ereignis sein, insbesondere bei Ostdeutschen. Es empfiehlt sich daher, neben der gemeinsamen Analyse des Glücksbarometers mit den Daten der Gesamtstichprobe auch getrennte Analysen für Ost- und Westdeutsche vorzunehmen<sup>1</sup>.

**Tabelle 1**

*Korrelationen der Items des Glücksbarometers (Gesamtstichprobe, N≥2273)*

Jahr	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
1985	1.00										
1986	.80	1.00									
1987	.64	.76	1.00								
1988	.50	.60	.74	1.00							
1989	.26	.30	.39	.54	1.00						
1990	.14	.16	.22	.29	.59	1.00					
1991	.09	.11	.15	.19	.37	.66	1.00				
1992	.09	.08	.11	.14	.27	.42	.67	1.00			
1993	.08	.06	.10	.11	.22	.34	.50	.69	1.00		
1994	.03	.02	.05	.05	.16	.28	.37	.49	.67	1.00	
1995	.02	.02	.03	.05	.15	.21	.29	.37	.47	.66	1.00

Tabelle 1 gibt die Korrelationsmatrix für die Gesamtstichprobe wieder. Der erwartete Simplex fällt eindeutig aus. Die Korrelationen fallen von der Diagonale zu den Rändern monoton und vollständig transitiv ab. Gleichzeitig lassen sich Hinweise auf eine differentielle Wirkung der Wende erkennen: Die Korrelationen des Glücksempfindes im Wendejahr 1989 mit dem Glücksempfinden in den beiden benachbarten Jahren 1988 und 1990 sind die niedrigsten aller möglichen Korrelationen zwischen benachbarten Jahren. Die Höhe der Korrelationen zeigt, daß das (retrospektive) Glücksempfinden höchstens über einen Zeitraum von drei Jahren relativ stabil ist. Die Autoregression des Glücks über größere Zeitabstände ist so gering, daß zuverlässigen Prognosen nicht mehr möglich sind.

Die ersten vier Eigenwerte der in Tabelle 1 wiedergegebenen Korrelationsmatrix der Gesamtstichprobe betragen: 4.07; 2.76; 1.23; .78. Der Eigenwerteverlauf knickt also leicht im dritten Eigenwert. Nach dem Scree-Kriterium haben die 11 Glücksitens somit mindestens zwei, höchstens drei gemeinsame Faktoren. Nach orthogonaler Rotation der beiden ersten Hauptachsen zur bestmöglichen Einfachstruktur findet sich der für einen Simplex typische

<sup>1</sup> In diesen und allen folgenden getrennten Analysen werden nur Ostdeutsche berücksichtigt, die vor und nach der Wende im Osten gelebt haben und sich ganz als Ostdeutsche fühlen. Entsprechend wurden nur jene Westdeutschen berücksichtigt, die immer im Westen gelebt haben und sich ganz als Westdeutsche fühlen.

kurvenlineare Verlauf der Ladungen (Spalten  $a_1$  und  $a_2$  in Tabelle 2), der zu charakteristischen Abweichungen von der Einfachstruktur führt (Guttman, 1944). Eine schiefwinklige Rotation ändert an diesem Muster nichts. Die beiden rotierten Faktoren können als Glücksempfinden vor und nach der Wende interpretiert werden. Eine Rotation der ersten drei Hauptachsen führt zu einer deutlich schlechteren Einfachstruktur. Das Ladungsmuster legt eine Dreiteilung des Glücksempfindens nahe: Vor 1989, zwischen 1989 und 1991 sowie nach 1991. Wegen der schlechten Einfachstruktur überzeugt diese Lösung jedoch nicht.

Tabelle 2 enthält die Itemkennwerte. Die Kommunalitäten der Items ( $h^2$ ) und der durchschnittliche Erklärungswert der beiden Faktoren ( $\%s^2$ ) zeigen, daß diese das jährliche Glücksempfinden ohne großen Informationsverlust abzubilden vermögen. Aufgrund ihrer hinreichend guten Einfachstruktur empfehlen sich zur Messung der beiden Faktoren die Glücksitens der Jahre 1985 bis 1988 (vor der Wende) und 1991 bis 1995 (nach der Wende). An den Trennschärfen ( $r_{it}$ ) und der durchschnittlichen Korrelationen der Items [ $M(r_{ii})$ ] läßt sich eine ausgeprägte Homogenität der Teilskalen erkennen. Schließlich belegen die Alpha-Werte, daß die beiden Teilskalen trotz ihrer Kürze sehr reliabel sind. Der kurvenlineare Verlauf der Trennschärfen ergibt sich aus der Simplexstruktur der Korrelationsmatrix. In Tabelle 2 werden auch die durchschnittliche Korrelation aller Items, ihre Trennschärfen gegenüber der Gesamtskala (Summe über alle 11 Glücksitens) sowie deren Mindestreliabilität mitgeteilt. Diese Kennwerte belegen, daß ein über alle Jahre aggregierter Glückswert ein aussagekräftiges und zuverlässiges Maß darstellt, dessen Sparsamkeit allerdings mit einem Informationsverlust von 63% der Itemgesamtvarianz erkauft wird.

**Tabelle 2**

*Kennwerte des Glücksbarometers (Gesamtstichprobe;  $N \geq 2280$ )*

Jahr	M	s	$a_1$	$a_2$	$h^2$	$r_{it}$		
						gesamt	vor	nach
1985	56.51	22.10	.01	.75	.56	.41	.72	
1986	57.74	21.14	-.01	.86	.74	.45	.83	
1987	58.76	20.97	.05	.88	.78	.50	.82	
1988	59.35	20.91	.13	.76	.59	.50	.67	
1989	60.32	22.18	.36	.46	.34	.52		
1990	59.31	23.02	.56	.27	.39	.55		
1991	57.65	23.01	.71	.16	.53	.56		.55
1992	57.88	22.64	.78	.08	.61	.56		.70
1993	58.99	22.53	.79	.03	.63	.55		.75
1994	59.87	23.13	.71	-.03	.51	.47		.70
1995	61.61	24.10	.56	-.02	.31	.37		.55
$\%s^2$			27	27				
Alpha						.83	.89	.84
$M(r_{ii})$						.30	.67	.52

Separate Analysen des Glücksbarometers für Ost- und Westdeutsche ergeben folgendes Ergebnisbild: Charakteristische Unterschiede im Verlauf der Eigenwerte der Korrelationsmatrix Ostdeutscher (3.91; 3.01; 1.27; .80) und Westdeutscher (4.54; 2.23; 1.13; .78) deuten ebenso wie unterschiedliche Ladungsprofile der varimaxrotierten ersten beiden Faktoren (vgl. Tabelle 3 und 4), unterschiedliche Profile der Trennschärfen der Markieritems, Unterschiede in deren mittlerer Korrelation sowie Unterschiede in den geschätzten Mindestreliabilitäten der entsprechenden Skalen darauf hin, daß es bei Ostdeutschen einen ausgeprägteren Unterschied



im Glücksempfinden vor und nach der Wende gibt als bei Westdeutschen.

**Tabelle 3**

*Kennwerte des Glücksbarometers (Ostdeutsche; N≥1156)*

Jahr	M	s	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	r <sub>it</sub>		
						gesamt	vor	nach
1985	57.80	21.49	.02	.77	.59	.38	.74	
1986	58.88	20.85	.01	.88	.77	.40	.83	
1987	59.75	20.65	.02	.89	.79	.41	.82	
1988	60.17	20.59	.08	.76	.58	.43	.68	
1989	60.52	22.43	.37	.36	.27	.48		
1990	57.90	24.29	.60	.12	.37	.51		
1991	55.46	23.45	.73	.04	.53	.54		.56
1992	55.23	22.57	.82	.04	.67	.59		.74
1993	56.53	22.70	.82	.02	.67	.58		.78
1994	57.60	23.10	.73	.00	.53	.52		.73
1995	58.85	24.89	.58	.00	.34	.41		.58
%s <sup>2</sup>			30	26				
Alpha						.81	.89	.88
M(r <sub>ii</sub> )						.28	.68	.65

**Tabelle 4**

*Kennwerte des Glücksbarometers (Westdeutsche; N≥829)*

Jahr	M	s	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	r <sub>it</sub>		
						gesamt	vor	nach
1985	54.41	22.69	.71	.02	.50	.49	.71	
1986	56.24	21.31	.84	.01	.71	.55	.82	
1987	58.00	21.27	.85	.11	.73	.61	.80	
1988	59.10	21.00	.77	.18	.63	.61	.65	
1989	60.61	21.50	.56	.34	.43	.59		
1990	61.16	21.25	.50	.43	.43	.60		
1991	61.16	21.78	.35	.61	.49	.60		.53
1992	61.66	21.88	.21	.71	.55	.57		.66
1993	62.21	21.87	.11	.75	.57	.52		.69
1994	62.93	22.83	.00	.72	.52	.43		.66
1995	64.67	23.20	.02	.56	.31	.35		.51
%s <sup>2</sup>			30	24				
Alpha						.85	.88	.82
M(r <sub>ii</sub> )						.34	.65	.47

Wie erwartet hat die Wende also bei Ostdeutschen einen größeren differentiellen Effekt auf das Glücksempfinden als bei Westdeutschen. Bei Ostdeutschen kann das Nachwendeglück somit schlechter aus dem Vorwendeglück vorhergesagt werden als bei Westdeutschen. Dennoch kann auch bei Westdeutschen die Gesamtinformation des Glücksbarometers relativ sparsam und präzise durch einen Vorwendefaktor und einen Nachwendefaktor repräsentiert werden.

Daß die Wende bei Ostdeutschen einen anderen Effekt auf den Verlauf des Glücksempfindens hatte als bei Westdeutschen, zeigen auch die Mittelwerte der Glückssitems in den Ta-

belln 3 und 4, die in Abbildung 1 graphisch dargestellt sind. Nur in der Rückschau der Ostdeutschen hatte die Wende einen nachhaltigen Einfluß auf das Glücksempfinden. Sie führte zu einem deutlichen Einbruch, von dem sich die Ostdeutschen in der subjektiven Bilanzierung erholt haben, ohne schon den Befindlichkeitsstand zum Zeitpunkt der Wende wieder erreicht zu haben. Ein psychologisches Rätsel gibt das stetig zunehmende Glücksgefühl der Westdeutschen auf, das der sprichwörtlichen Verklärung der Vergangenheit diametral entgegensteht und wie eine illusionäre Selbsttäuschung im Dienste des subjektiven Wohlbefindens anmutet. Relativiert man die Glückswerte der Ostdeutschen an diesem westdeutschen Trend, muß man zu dem Schluß kommen, daß die Ostdeutschen die Enttäuschungen der Wende längst noch nicht überwunden haben.

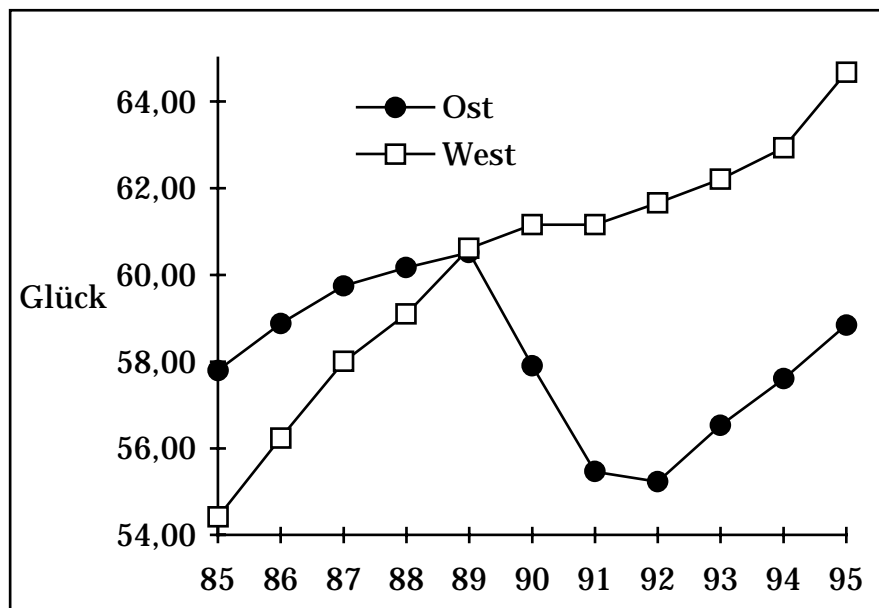


Abbildung 1

*Retrospektiver Glücksverlauf bei Ost- und Westdeutschen*

### Lebenszufriedenheit

Als bereichsspezifisches, kognitiv-evaluatives Maß des Wohlbefindens wurde die Lebenszufriedenheitsskala von Fahrenberg et al. (1986) in einer modifizierten und erweiterten Fassung verwendet (vgl. Schmitt et al., 1995). Auf einer sechsstufigen Antwortskala von 0/sehr unzufrieden bis 5/sehr zufrieden beantworten die Probanden insgesamt 47 Items aus 10 Lebensbereichen. Das Instrument war mit "Wie zufrieden sind Sie?" überschrieben. Die Instruktion lautete: "In diesem Fragebogen geht es darum, wie zufrieden oder unzufrieden Sie gegenwärtig mit verschiedenen Lebensumständen sind. Kreuzen Sie bitte bei jeder Frage die Zahl an, die das Ausmaß Ihrer Zufriedenheit am besten wiedergibt." Die Items lauten wie folgt:

#### (I) Arbeit und Beruf

1. Mit meiner Position an meiner Arbeitsstelle bin ich ...
2. Wenn ich daran denke, wie sicher mir meine Arbeitsstelle ist, bin ich ...
3. Mit den Erfolgen, die ich in meinem Beruf habe/hatte, bin ich ...
4. Mit dem Betriebsklima an meinem Arbeitsplatz bin ich ...
5. Mit der Abwechslung, die mir mein Beruf bietet, bin ich ...

#### (II) Finanzielle Lage

1. Mit meinem Einkommen/Lohn/Gehalt bin ich ...

2. Mit dem, was ich besitze bin ich ...
3. Mit meinem Lebensstandard bin ich ...
4. Mit der Sicherung meiner wirtschaftlichen Existenz bin ich ...
5. Mit meiner voraussichtlichen (finanziellen) Alterssicherung bin ich ...

(III) Mitmenschliche Situation (neuer Bereich)

1. Mit den Freundschaften, die ich habe, bin ich ...
2. Mit der Achtung, die mir andere entgegenbringen, bin ich ...
3. Mit der Hilfsbereitschaft meiner Mitmenschen bin ich ...
4. Mit der Ehrlichkeit und Aufrichtigkeit meiner Mitmenschen bin ich ...
5. Wenn ich daran denke, wie ich mit anderen Menschen auskomme, bin ich ...<sup>2</sup>

(IV) Wohnen und Stadt (neuer Bereich)

1. Mit der Größe meiner Wohnung bin ich ...
2. Mit dem Komfort meiner Wohnung bin ich ...
3. Mit dem Preis meiner Wohnung bin ich ...
4. Mit der Schönheit meiner Stadt/Gemeinde bin ich ...
5. Mit den Erlebnismöglichkeiten in meiner Stadt bin ich ...
6. Mit den Einkaufsmöglichkeiten in meiner Stadt/Gemeinde bin ich ...

(V) Gesundheit

1. Mit meinem körperlichen Gesundheitszustand bin ich ...
2. Mit meiner körperlichen Leistungsfähigkeit bin ich ...
3. Mit meiner Widerstandskraft gegen Krankheiten bin ich ...
4. Wenn ich daran denke, wie oft ich Schmerzen habe, bin ich ...
5. Wenn ich daran denke, wie oft ich bisher krank war, bin ich ...

(VI) Freizeit (neue Items)

1. Mit dem Ausmaß an Freizeit, die ich habe ...
2. Mit der Menge an Freizeitmöglichkeiten, die ich habe ...
3. Mit meinen Freizeitaktivitäten ...

(VII) Ehe und Partnerschaft

1. Mit der Ehrlichkeit und Offenheit meines (Ehe-)Partners bin ich ...
2. Mit dem Verständnis, das mein (Ehe-)Partner mir entgegenbringt, bin ich ...
3. Mit der Zärtlichkeit und Zuwendung, die mein (Ehe-)Partner mir entgegenbringt, bin ich ...
4. Mit der Geborgenheit, die mein (Ehe-)Partner mir gibt, bin ich ...
5. Mit der Hilfsbereitschaft, die mein (Ehe-)Partner mir entgegenbringt, bin ich ...

(VIII) Eigene Kinder

1. Wenn ich daran denke, wie meine Kinder und ich miteinander auskommen, bin ich ...
2. Wenn ich an das schulische und berufliche Fortkommen meiner Kinder denke, bin ich ...
3. Wenn ich daran denke, wieviel Freude ich mit meinen Kindern habe, bin ich ...
4. Mit dem Einfluß, den ich auf meine Kinder habe, bin ich ...
5. Mit der Anerkennung, die meine Kinder mir entgegenbringen, bin ich ...

(IX) Eigene Person/Selbst

1. Mit meinen Fähigkeiten und Fertigkeiten bin ich ...
2. Mit der Art, wie ich mein Leben bisher gelebt habe, bin ich ...
3. Mit meiner äußeren Erscheinung (Attraktivität) bin ich...
4. Mit meinen Charaktereigenschaften (meinem Wesen) bin ich ...
5. Mit meiner Selbstsicherheit und meinem Selbstvertrauen bin ich ...

(X) Sexualität (Items 2 und 3 neu)

1. Mit der Häufigkeit meiner sexuellen Erlebnisse ...
2. Mit der Art meiner sexuellen Erlebnisse ...

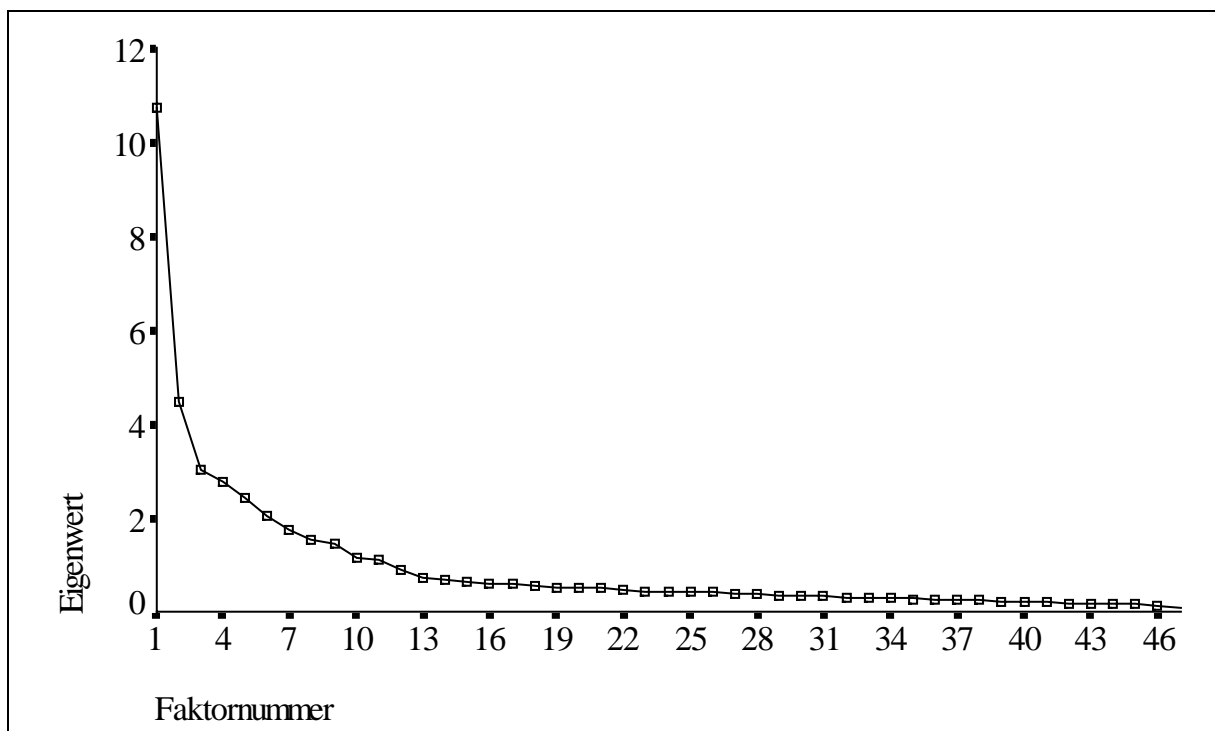
---

<sup>2</sup> Dieses Item stammt von Fahrenberg et al. (1986) und gehört ursprünglich zum Bereich Eigene Person.

3. Mit der Tiefe meiner sexuellen Erlebnisse ...

Die 47 Lebenszufriedenheitsitems wurden an den Daten der Gesamtstichprobe sowie getrennt für Ost- und Westdeutsche faktorenanalysiert. Ohne daß dies hier im einzelnen zahlenmäßig belegt werden soll, zeigt der Ost-West-Vergleich der Ergebnisse, daß die faktorielle Struktur der Lebenszufriedenheit bei Ost- und Westdeutschen nahezu deckungsgleich ist. Lediglich bei einem Item findet sich ein beachtenswerter Ost-West-Unterschied im Ladungsprofil (siehe unten). Ansonsten sind die Eigenwerte, die Ladungen, die Kommunalitäten und die Varianzanteile der Faktoren äußerst ähnlich. Wegen dieser hohen Ähnlichkeit brauchen hier nur die Ergebnisse für die Gesamtstichprobe berichtet zu werden.

Die ersten 12 Eigenwerte der Korrelationsmatrix der Gesamtstichprobe betragen: 10.74; 4.48; 3.05; 2.77; 2.45; 2.07; 1.77; 1.57; 1.47; 1.17; 1.12; 0.92. Optisch kann nur im dritten Eigenwert ein leichter Knick in der Eigenwertkurve ausgemacht werden (vgl. Abbildung 2). Der Scree-Test empfiehlt sich zur Bestimmung der Faktorenzahl deshalb nicht. Nach dem Kaiser-Kriterium haben die 47 Items 11 gemeinsame Faktoren. Wie die Ladungen in Tabelle 5 zeigen, decken sich diese nach orthogonaler Rotation zur Einfachstruktur nahezu vollständig mit der konzeptuellen Bereichsgliederung. Die jeweils höchste Ladung eines Items ist fett geschrieben.



**Abbildung 2**

*Eigenwerte der Korrelationsmatrix der Lebenszufriedenheitsitems*

Es ergeben sich folgende Abweichungen von der konzeptuellen Struktur: (1) Der Bereich "Wohnen und Stadt" zerfällt in zwei Faktoren. (2) Das Preisitem aus dem Bereich "Wohnen und Stadt" (Item 3) lädt geringfügig höher auf dem Faktor "Zufriedenheit mit der finanziellen Lage" als auf dem Faktor "Zufriedenheit mit der Wohnsituation". Getrennte Analysen für Ost- und Westdeutsche zeigen, daß diese Fremdladung durch die Ostdeutschen verursacht wird. Bei Westdeutschen lädt das Item wie erwartet primär auf dem Faktor "Wohnen". (3) Die Sicherheit des Arbeitsplatzes (Item 2) lädt höher auf dem Faktor "Zufriedenheit mit der finan-

ziellen Lage" als auf dem Faktor "Zufriedenheit mit Arbeit und Beruf". Dieses Ladungsmuster ist bei Ost- und Westdeutschen gleich.

**Tabelle 5**

*Mittelwerte, Standardabweichungen, Faktorladungen und Kommunalitäten der Lebenszufriedenheitsitems sowie Varianzanteile der Faktoren (Gesamtstichprobe; 2427 ≥ N ≥ 1662)*

	M	s	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	a <sub>8</sub>	a <sub>9</sub>	a <sub>10</sub>	a <sub>11</sub>	h <sup>2</sup>
Arbzuf1	3.14	1.46	.04	.37	.13	.08	.05	.05	.01	<b>.75</b>	.02	-.01	.04	.73
Arbzuf2	2.95	1.70	-.04	<b>.49</b>	.08	.02	.02	.06	-.02	.38	.06	.05	-.03	.40
Arbzuf3	3.30	1.30	.08	.29	.06	.01	.14	.24	.06	<b>.58</b>	.01	.05	.08	.52
Arbzuf4	3.25	1.41	.04	.17	.12	.08	.20	.06	.05	<b>.60</b>	.02	.01	.01	.46
Arbzuf5	3.48	1.46	.03	.18	.12	.05	.10	.12	-.01	<b>.69</b>	.03	.01	.05	.55
Finzuf1	2.66	1.43	.00	<b>.69</b>	.08	.03	.06	-.01	.00	.25	.11	.01	.07	.56
Finzuf2	3.37	1.17	.06	<b>.68</b>	.10	.09	.13	.11	.06	.12	.03	.05	.27	.60
Finzuf3	3.41	1.11	.07	<b>.72</b>	.11	.08	.12	.09	.05	.12	.06	.05	.24	.65
Finzuf4	2.71	1.42	.04	<b>.84</b>	.07	.04	.08	.10	.00	.17	.10	.11	.03	.77
Finzuf5	2.37	1.46	.04	<b>.73</b>	.05	.03	.08	.09	.00	.13	.08	.13	.05	.60
Menzuf1	3.68	1.13	.18	.04	.12	.14	<b>.57</b>	.15	.09	.10	.06	.16	.06	.46
Menzuf2	3.70	.94	.14	.09	.11	.17	<b>.63</b>	.27	.05	.21	.06	.08	.12	.61
Menzuf3	3.17	1.15	.07	.13	.07	.14	<b>.76</b>	.07	.03	.09	.11	.06	.05	.65
Menzuf4	2.77	1.21	.09	.15	.07	.07	<b>.70</b>	.07	.02	.07	.11	.08	.02	.56
Menzuf5	3.70	.90	.12	.09	.11	.15	<b>.58</b>	.31	.04	.10	.06	.04	.10	.52
Wohzuf1	3.84	1.34	.09	.21	.00	.06	.09	.08	-.02	.05	.05	.10	<b>.71</b>	.59
Wohzuf2	3.56	1.30	.10	.30	.01	.02	.11	.09	.02	.04	.12	.12	<b>.72</b>	.68
Wohzuf3	3.31	1.46	.05	<b>.39</b>	.10	.08	.08	.04	.02	.06	.14	.04	.35	.32
Wohzuf4	3.10	1.34	.01	.18	.13	.01	.10	.09	.03	.03	<b>.55</b>	.11	.17	.41
Wohzuf5	2.78	1.48	.02	.13	.05	.02	.08	.02	.03	.05	<b>.91</b>	.17	.07	.90
Wohzuf6	3.36	1.41	.06	.08	.06	.05	.12	.06	.00	.01	<b>.55</b>	.18	-.01	.36
Geszuf1	3.22	1.28	.04	.10	<b>.81</b>	.07	.09	.11	.09	.10	.07	.07	.00	.71
Geszuf2	3.24	1.23	.04	.11	<b>.74</b>	.07	.09	.23	.13	.13	.01	.05	.03	.66
Geszuf3	3.40	1.24	.05	.08	<b>.77</b>	.04	.11	.11	.07	.09	.04	.04	.02	.63
Geszuf4	3.46	1.38	.00	.07	<b>.74</b>	.05	.06	.03	.05	.05	.10	.04	.02	.58
Geszuf5	3.76	1.30	.04	.08	<b>.77</b>	.07	.04	.03	.04	.07	.05	.01	.01	.61
Freizuf1	3.40	1.42	.12	.09	.01	.05	.10	.09	-.01	-.03	.12	<b>.60</b>	.09	.43
Freizuf2	3.27	1.34	.10	.15	.07	.02	.10	.06	.04	.07	.38	<b>.73</b>	.07	.73
Freizuf3	3.10	1.35	.10	.11	.12	.06	.14	.18	.11	.05	.13	<b>.67</b>	.07	.58
Ehezuf1	4.19	1.10	<b>.78</b>	.05	.05	.14	.10	.13	.09	.08	.02	.05	.07	.68
Ehezuf2	3.99	1.20	<b>.86</b>	.04	.03	.11	.10	.14	.12	.03	.03	.06	.06	.80
Ehezuf3	3.83	1.30	<b>.75</b>	.01	.04	.11	.13	.14	.32	.02	.04	.07	.02	.72
Ehezuf4	4.12	1.19	<b>.86</b>	.06	.04	.12	.10	.11	.18	.01	.03	.06	.04	.83
Ehezuf5	4.21	1.11	<b>.80</b>	.03	.01	.08	.11	.06	.10	.01	.04	.11	.06	.69
Kinzuf1	4.11	1.06	.13	.01	.07	<b>.85</b>	.13	.09	.04	.06	.01	.02	.02	.78
Kinzuf2	3.57	1.32	.08	.21	.03	<b>.38</b>	.06	.05	.05	.09	.08	.08	.09	.24
Kinzuf3	4.14	1.07	.10	.05	.09	<b>.85</b>	.11	.08	.06	.04	.01	.02	.05	.78
Kinzuf4	3.64	1.14	.08	.00	.08	<b>.79</b>	.10	.19	.07	.00	-.01	.01	.02	.68
Kinzuf5	4.01	1.10	.14	.05	.03	<b>.82</b>	.14	.15	.06	.05	.01	.04	-.02	.75
Selzuf1	3.56	.90	.11	.09	.11	.11	.11	<b>.64</b>	.05	.15	.04	.07	.06	.50
Selzuf2	3.50	1.04	.26	.20	.12	.15	.15	<b>.49</b>	.14	.15	.06	.16	.09	.48
Selzuf3	3.21	1.02	.11	.08	.16	.09	.11	<b>.54</b>	.18	.05	.05	.09	.08	.40
Selzuf4	3.54	.90	.09	.03	.07	.17	.14	<b>.64</b>	.07	.01	.06	.02	-.02	.49
Selzuf5	3.35	1.17	.08	.07	.07	.08	.14	<b>.68</b>	.07	.12	.01	.09	.05	.54
Sexzuf1	2.93	1.44	.25	.04	.11	.09	.05	.17	<b>.73</b>	.01	.02	.06	.02	.66
Sexzuf2	3.22	1.38	.24	.01	.13	.10	.07	.14	<b>.90</b>	.03	.02	.03	-.01	.92
Sexzuf3	3.24	1.41	.28	.02	.15	.11	.06	.14	<b>.83</b>	.04	.03	.03	-.01	.82
%s <sup>2</sup>			8.11	8.09	6.91	6.88	5.51	5.32	5.02	4.78	3.74	3.46	3.04	

**Tabelle 6**

*Itemtrennschärfen, mittlere Itemkorrelationen und geschätzte Mindestreliabilitäten der Gesamtskala und der Teilskalen der Lebenszufriedenheit (Gesamtstichprobe;  $2427 \geq N \geq 1662$ )*

	$r_{it}$											
Arbzuf1	.48	.74										
Arbzuf2	.38	.48										
Arbzuf3	.48	.60										
Arbzuf4	.44	.59										
Arbzuf5	.42	.63										
Finzuf1	.41		.69									
Finzuf2	.50		.71									
Finzuf3	.52		.76									
Finzuf4	.49		.78									
Finzuf5	.45		.70									
Menzuf1	.49			.61								
Menzuf2	.57			.69								
Menzuf3	.46			.70								
Menzuf4	.40			.64								
Menzuf5	.48			.64								
Wohzuf1	.33				.58							
Wohzuf2	.38				.64							
Wohzuf3	.40				.43							
Wohzuf4	.35					.52						
Wohzuf5	.35					.70						
Wohzuf6	.27					.52						
Geszuf1	.47						.78					
Geszuf2	.49						.73					
Geszuf3	.44						.74					
Geszuf4	.35						.70					
Geszuf5	.35						.73					
Freizuf1	.30							.56				
Freizuf2	.46							.67				
Freizuf3	.47							.62				
Ehezuf1	.51								.78			
Ehezuf2	.46								.85			
Ehezuf3	.48								.79			
Ehezuf4	.49								.87			
Ehezuf5	.45								.79			
Kinzuf1	.40									.80		
Kinzuf2	.36									.40		
Kinzuf3	.40									.81		
Kinzuf4	.38									.75		
Kinzuf5	.43									.77		
Selzuf1	.45										.61	
Selzuf2	.59										.56	
Selzuf3	.43										.56	
Selzuf4	.40										.59	
Selzuf5	.42										.63	
Sexzuf1	.39											.77
Sexzuf2	.42											.89
Sexzuf3	.44											.86
Alpha	.92	.81	.88	.84	.72	.75	.89	.78	.93	.87	.80	.92
M( $r_{ii}$ )	.20	.47	.61	.53	.48	.49	.63	.54	.73	.59	.45	.79



Insgesamt ist die Einfachstruktur der gewählten Lösung für eine so große Zahl von Items gut. Außerdem haben die Items, von wenigen Ausnahmen abgesehen (z.B. Zufriedenheit mit dem schulischen und beruflichen Fortkommen der Kinder), hohe Kommunalitäten. Die durchschnittliche Kommunalität entspricht dem Anteil der durch alle 11 Faktoren zusammen erklärten Itemvarianz und beträgt .61 (61% Itemvarianz).

Wegen der hohen Primärladungen aller Items ist zu erwarten, daß die Skalen, die zur Messung der Faktoren aus den Items gebildet werden können, homogen und reliabel sind. Die beiden Items mit erwartungswidrigen Ladungsprofilen (Sicherheit des eigenen Arbeitsplatzes; Preis-Leistungs-Verhältnis der Wohnung) könnten in die Skalen der konzeptuellen passenden Faktoren ("Arbeit" und "Wohnen") aufgenommen werden, da die entsprechenden Sekundärladungen beträchtlich sind und nicht wesentlich unterhalb der Primärladungen auf dem konzeptuell fremden Faktor liegen. Der Gewinn an "semantischer Reinheit" der Teilskalen, der sich durch diese Zuordnung erreichen ließe, würde allerdings mit Einbußen bei der Reliabilität der betroffenen Teilskalen erkauft. Unter diesem Gesichtspunkt könnten die beiden fraglichen Items auch in die Skala des konzeptuell fremden Faktors (Zufriedenheit mit der finanziellen Situation) aufgenommen werden, die dadurch geringfügig reliabler würde. Schließlich mag es bei bestimmten Fragestellungen sinnvoll sein, die Items eigenständig zu handhaben. Wir teilen hier die Item- und Skalenkennwerte mit, die sich aus der ersten Alternative ergeben.

Tabelle 6 gibt die Trennschärfen, die mittleren Itemkorrelationen und die Alpha-Koeffizienten der 11 Teilskalen wieder. Alle Bereiche von Lebenszufriedenheit können ausreichend zuverlässig gemessen werden, obwohl die Teilskalen maximal fünf Items beinhalten. Die mittleren Itemkorrelationen als Indikatoren der internen Konsistenzen liegen im Bereich zwischen .45 und .79 und nur in drei Fällen (Wohnen, Stadt, Freizeit) unterschreiten die Alpha-Koeffizienten als Schätzer der Mindestreliabilitäten den Wert von .80. Bis auf wenige Ausnahmen sind die Trennschärfen homogen.

Tabelle 6 teilt auch die Item- und Skalenkennwerte für die Gesamtskala mit, die man aus allen 47 Items bilden kann, um Lebenszufriedenheit als Sekundärfaktor im übergreifenden Sinn zu messen. Eine solche Meßintention ist empirisch vertretbar, da die erste unrotierte Hauptachse der Korrelationsmatrix 23% der gesamten Itemvarianz erklärt, die Trennschärfen der Items ausreichend hoch sind und relativ wenig streuen und schließlich auch die mittlere Itemkorrelation von .20 und die geschätzte Mindestreliabilität von .92 eine Zusammenfassung aller Items sinnvoll erscheinen lassen.

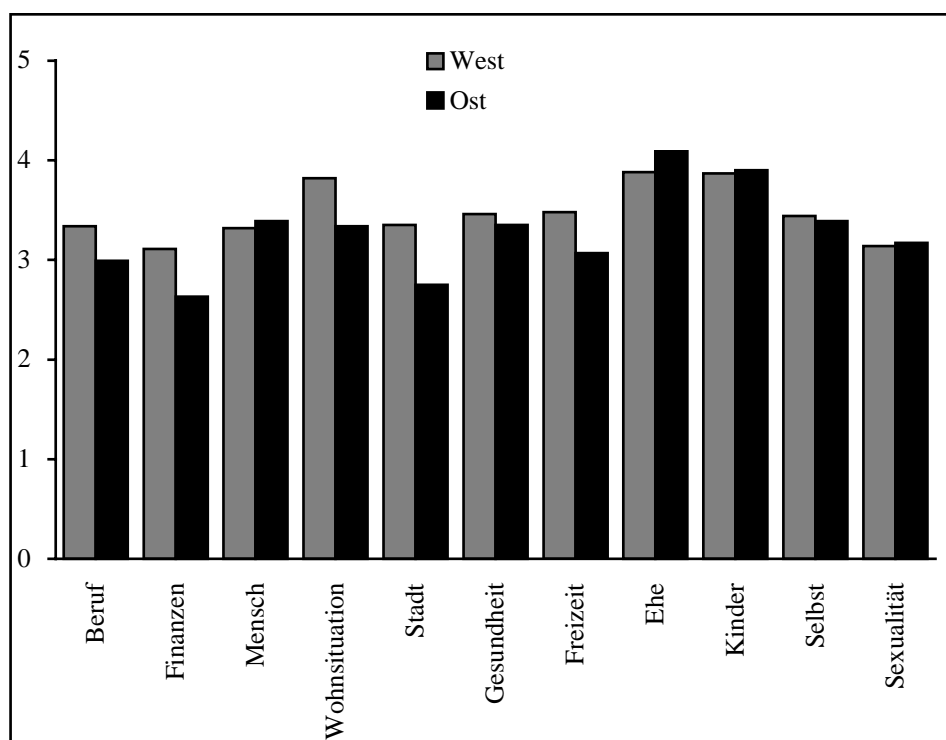
Tabelle 7 gibt die Zusammenhänge zwischen den bereichsspezifischen Lebenszufriedenheiten wieder. Die durchschnittliche Korrelation zwischen den Teilskalen beträgt .25, die durchschnittliche Korrelation der Teilskalen mit der Gesamtskala .57. Um die faktorielle Sekundärstruktur der Lebenszufriedenheit zu ermitteln, wurden die Korrelationen der Teilskalen einer Hauptachsenanalyse unterzogen. Die ersten vier Eigenwerte betragen: 3.57; 1.47; 1.03; .89. Rotiert man die ersten drei Faktoren orthogonal oder schiefwinklig zur Einfachstruktur, lassen sich drei Sekundärbereiche der Lebenszufriedenheit identifizieren: Zwischenmenschliche Zufriedenheit (Mensch, Ehe, Kind, Selbst, Sex), materielle Zufriedenheit (Beruf, Finanzen, Wohnen) und Zufriedenheit mit dem Umfeld (Wohnort, Freizeitangebot). In der zweifaktoriellen Lösung fallen die beiden letzten Faktoren der dreifaktoriellen Lösung zusammen. Die Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit läßt auf keinem der Faktoren prägnant, erzielt aber auch in vierfaktoriellen Lösung keine Einfachstruktur der Ladungen. Was der Eigenwerteverlauf schon vermuten läßt, wird sowohl durch das relativ ausgewogene Korrelationsmuster in Tabelle 7 sowie die mäßige Einfachstruktur aller untersuchten Lösungen bestätigt: Die empirisch identifizierten Sekundärbereiche der Lebenszufriedenheit sind nicht scharf voneinander getrennt, sondern fließen ineinander über. Die sekundäre Faktorenanalyse bestätigt also die Existenz einer globalen Lebenszufriedenheit.

**Tabelle 7**

*Mittelwerte, Standardabweichungen und Korrelationen der Lebenszufriedenheitsskalen (Gesamtstichprobe, 2429 ≥ N ≥ 1731)*

Skala	M	s	Korrelationen												
			Gesa	Arb	Fin	Men	Woh	Sta	Gesu	Frei	Ehe	Kind	Sex		
Gesamt	3.38	.61	1.00												
Arbeit	3.25	1.16	.60	1.00											
Finanzen	2.92	1.10	.63	.56	1.00										
Mensch	3.40	.84	.63	.34	.32	1.00									
Wohnen	3.57	1.11	.58	.29	.50	.29	1.00								
Stadt	3.08	1.15	.54	.18	.29	.28	.28	1.00							
Gesundh	3.42	1.08	.51	.27	.24	.27	.14	.20	1.00						
Freizeit	3.26	1.14	.59	.19	.28	.32	.28	.43	.19	1.00					
Ehe	4.06	1.04	.55	.14	.15	.33	.20	.13	.15	.25	1.00				
Kind	3.90	.93	.50	.20	.19	.34	.17	.12	.19	.16	.29	1.00			
Selbst	3.43	.76	.63	.33	.28	.44	.25	.21	.30	.32	.35	.33	1.00		
Sex	3.13	1.32	.54	.13	.11	.22	.10	.10	.25	.18	.48	.24	.35	1.00	

In Tabelle 7 sind auch die Mittelwerte und Standardabweichungen der Skalenwerte aufgeführt, wobei die Skalenwerte als Itemmittelwerte bestimmt wurden. Bei einem Meßwertebereich von "0/minimale Zufriedenheit" bis "5/maximale Zufriedenheit" sind die Skalenwerte ausnahmslos rechtsgipflig verteilt; die Mittelwerte liegen alle über dem Skalenmittelpunkt von 2.5. Besonders zufrieden sind die Probanden mit ihrer Ehe, am wenigsten zufrieden sind sie mit ihrer finanziellen Situation. Die größte Zufriedenheitsvarianz findet sich im Bereich Sexualität.



**Abbildung 3**

*Ost-West-Unterschiede in der Lebenszufriedenheit*

Daß die faktorielle Struktur der Lebenszufriedenheit bei Ost- und Westdeutschen sehr ähnlich ist, wurde bereits erwähnt. Wie ist es um das durchschnittliche Ausmaß der Zufriedenheit in den verschiedenen Lebensbereichen bei Ost- und Westdeutschen bestellt? Abbildung 3 zeigt das Ergebnis des entsprechenden Vergleichs. Ostdeutsche sind nur mit ihrer Ehe signifikant zufriedener als Westdeutsche, in fünf anderen Lebensbereichen hingegen sind sie signifikant unzufriedener (Beruf, Finanzen, Wohnsituation, Stadt, Freizeit). Damit bestätigt sich auf subjektiver Ebene das Ergebnis vieler Erhebungen zur objektiven Lebensqualität in Ost und West, die eine deutliche Schlechterstellung des Ostens feststellen (z.B. Dathe, 1995; Diewald, in Druck; DIW, 1995; Hahn, in Druck; Korczak, 1995; Statistisches Bundesamt, 1995; Winkler, in Druck).

### **Depressivität**

Schmitt et al. (1995) empfehlen nach Sichtung verfügbarer Depressivitätsmaße eine Modifikation des Beck-Depression-Inventory (BDI; deutsch von Hautzinger et al., 1994). In der Originalfassung des BDI werden 21 typische Symptome der klinischen Depression abgefragt (z.B. Entschlußunfähigkeit). Die Intensitätsskalierung geschieht dort in Form von vier Statements zunehmender Schwierigkeit pro Symptom. Das Instrument umfaßt folglich 84 Items. Damit ist es für die Zwecke von GiP zu lang. Schmitt et al. (1995) schlagen vor, die Symptome als Indikatoren beizubehalten, jedes Symptom aber nur durch ein Item zu repräsentieren und den Depressivitätsgrad als Symptommhäufigkeit über ein geeignetes Antwortformat zu skalieren (Schätzsкала von "0/nie" bis "4/fast immer"). Das Instrument ist mit "Wie ist Ihr gegenwärtiges Lebensgefühl?" überschrieben. Die Instruktion lautete: "In diesem Fragebogen geht es um Ihr gegenwärtiges Lebensgefühl. Bitte geben Sie zu jeder Frage an, wie häufig Sie die genannte Stimmung oder Sichtweise erleben." Wegen seiner geringen Trennschärfe (vgl. Hautzinger et al., 1994) wurde auf Gewichtsverlust als Depressionssymptom verzichtet. Die verbleibenden 20 Items wurden durch zwei Items zur Messung der Suizidalität ergänzt, die als Depressionssymptom auch mit Item 9 gemessen werden soll (zur Begründung der kombinierten Erfassung von Depressivität und Suizidalität vgl. Schmitt et al., 1995). Der Wortlaut der 22 Items kann Tabelle 8 entnommen werden.

Die Korrelationsmatrix der 22 Items wurde einer Hauptachsenanalyse unterzogen. Die ersten sechs Eigenwerte betragen: 7.87; 1.70; 1.38; 1.05; .98. Der Knick im zweiten Eigenwert ist ausgeprägt, ab dem zweiten Eigenwert fallen die Eigenwerte kontinuierlich ab. Dieser Verlauf verweist auf die Existenz nur eines varianzstarken gemeinsamen Faktors aller Items, durch den 36% der Itemgesamtvarianz erklärt werden.

Getrennte Analysen für Ost- und Westdeutsche lassen keine auffälligen Unterschiede in der Binnenstruktur der 22 Items erkennen.

Tabelle 8 informiert über die Mittelwerte, die Standardabweichungen, die Ladungen der ersten unrotierten Hauptachse (deren Quadrate die Itemkommunalitäten sind) sowie die Trennschärfen der Items. Die Kommunalitäten und Trennschärfen sind ausgewogen und hoch. Etwas aus dem Rahmen fällt lediglich das Sexualitätsitem (Item 20). Den hohen Trennschärfen entspricht eine durchschnittliche Itemkorrelation von .32. Die Mindestreliabilität ist mit  $\text{Alpha} = .91$  sehr gut. Bemerkenswert ist, daß sich die drei Suizidalitätsitems von den restlichen Indikatoren nicht einmal andeutungsweise abspalten. Auf der Basis der hier verwendeten Items kann zwischen Depressivität und Suizidalität empirisch also nicht differenziert werden.

Insgesamt berechtigen die Ergebnisse der Itemanalysen zu der Hoffnung, daß die von uns revidierte Fassung des BDI in der Qualität ihrer Messeigenschaften nicht hinter dem Original zurückbleibt, dem es in der Durchführungs- und Auswertungsökonomie aber deutlich überlegen ist.

**Tabelle 8**

*Wortlaut und Kennwerte der Items des modifizierten BDI (Gesamtstichprobe, N=2257)*

	M	s	$a_i$	$r_{it}$
1. Ich bin traurig.	1.64	1.06	.67	.64
2. Ich sehe mutlos in die Zukunft.	1.43	1.31	.61	.58
3. Ich fühle mich als Versager.	.76	1.04	.69	.65
4. Es fällt mir schwer, etwas zu genießen.	1.16	1.25	.57	.55
5. Ich habe Schuldgefühle.	1.02	1.07	.62	.58
6. Ich fühle mich bestraft.	.95	1.32	.48	.46
7. Ich bin von mir enttäuscht.	.92	1.07	.70	.65
8. Ich werfe mir Fehler und Schwächen vor.	1.56	1.18	.64	.60
9. Ich denke daran, mir etwas anzutun.	.25	.70	.62	.54
10. Ich weine.	.94	1.05	.49	.46
11. Ich fühle mich gereizt und verärgert.	1.70	1.18	.62	.60
12. Mir fehlt das Interesse an Menschen.	.75	1.04	.50	.48
13. Ich schiebe Entscheidungen vor mir her.	1.60	1.27	.55	.51
14. Ich bin besorgt um mein Aussehen.	1.32	1.29	.46	.45
15. Ich muß mich zu jeder Tätigkeit zwingen.	1.09	1.05	.64	.61
16. Ich habe Schlafstörungen.	1.24	1.37	.46	.45
17. Ich bin müde und lustlos.	1.26	1.18	.73	.70
18. Ich habe keinen Appetit.	.60	.94	.50	.48
19. Ich mache mir Sorgen um meine Gesundheit.	1.72	1.39	.45	.45
20. Sex ist mir gleichgültig.	1.04	1.30	.32	.31
21. Ich bin des Lebens überdrüssig.	.28	.75	.67	.58
22. Ich sehne mich nach dem Tod.	.18	.65	.56	.47

Schließlich sei kurz auf die Frage nach Ost-West-Unterschieden in der Depressivität eingegangen, die aufgrund der berichteten Unterschiede in der Lebenszufriedenheit und aufgrund anderer Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen erwartet werden können (vgl. Schmitt et al., in Druck). Entgegen dieser Erwartung und übereinstimmend mit vergleichbaren Befunden anderer Untersuchungen (Basten et al., 1994; Becker, Hänsgen & Lindinger, 1991; Brähler, Geyer, Hessel & Richter, 1996; Wittchen, Lachner, Perkonigg & Hoeltz, 1994) waren die Depressivitätswerte Ost- und Westdeutscher nicht verschieden. Bei einem möglichen Wertebereich von "0/minimale Depressivität" bis "5/maximale Depressivität" ergibt sich für Ostdeutsche ein Mittelwert von 1.09, für Westdeutsche ein Mittelwert von 1.11. Dieser Unterschied ist weder statistisch noch praktisch bedeutsam. Auf mögliche Erklärungen für die annähernde Ost-West-Gleichheit gehen wir an anderer Stelle ein (vgl. Schmitt et al., in Druck). Hier begnügen wir uns trotz der gebotenen Zurückhaltung bei der absoluten Interpretation von Selbsteinschätzungen und trotz des Fehlens von Vergleichswerten (zu unsere BDI-Fassung) mit der Feststellung, daß die Probanden unserer Stichprobe von Symptomen schwerwiegender Depressionen weitgehend frei zu sein scheinen. Dies impliziert jedoch nicht die Abwesenheit beträchtlicher individueller Unterschiede. Vielmehr sind die Standardabweichungen der Items angesichts der schiefen Verteilungen teilweise beträchtlich und einige Probanden sind schwerwiegend depressiv belastet.

## Selbstwertgefühl

Nach Durchsicht verfügbarer Instrumente zur Erfassung des Selbstwertgefühls beurteilen Schmitt et al. (1995) die Skala "Selbstwertschätzung" der Frankfurter Selbstkonzeptskalen von Deusinger (1986) und die Rosenberg Self-Esteem Scale (RSS) von Rosenberg (1965) als etwa gleich gut für die Zwecke von GiP geeignet. Letztlich geben sie der RSS aus Gründen der internationalen Bekanntheit den Vorzug. Die RSS wurde von mehreren Autoren ins Deutsche übersetzt. Für GiP wurde die Version von Janich & Boll (1982) gewählt. Der Fragebogen umfaßt zehn Items, die allgemein gehalten sind. Das Selbstwertgefühl wird also nicht nach Fähigkeits- oder Leistungsbereichen differenziert. Fünf Items sind positiv, fünf negativ gepolt. Im GiP-Instrumentarium war der Fragebogen mit "Wie stehen Sie zu sich?" überschrieben und mit einer kurzen Instruktion versehen: "In diesem Fragebogen geht es um Ihre Einstellung zu sich selbst. Kreuzen Sie bitte bei jeder Aussage an, wie gut diese Ihre Einstellung beschreibt." Die sechsstufige Antwortskala reichte von "0/völlig falsch" bis "5/völlig richtig". Reihenfolge und Wortlaut der Items waren wie folgt:

1. Alles in allem gesehen, bin ich mit mir selber zufrieden.
2. Gelegentlich glaube ich, daß ich zu nichts gut bin. (-)
3. Ich glaube, daß ich eine Menge Stärken habe.
4. Ich bin fähig, Dinge genau so gut zu tun wie die meisten anderen Leute.
5. Ich glaube, daß ich nicht viel habe, auf das ich stolz sein kann. (-)
6. Hin und wieder komme ich mir nutzlos vor. (-)
7. Ich glaube, daß ich zumindest eine ebenso wertvolle Person bin wie andere auch.
8. Ich wünschte, ich könnte mehr Achtung vor mir selber haben. (-)
9. Alles in allem gesehen, fühle ich mich eher als Versager. (-)
10. Ich bin überzeugt, daß mir wichtige Dinge, die ich in Angriff nehme, auch gut gelingen.

Die Korrelationsmatrix der 10 Items wurde einer Hauptachsenanalyse unterzogen. Die ersten drei Eigenwerte betragen: 4.14; 1.49; .68. Nach dem dritten Eigenwert fallen die Eigenwerte in kleinen, kontinuierlich geringer werdenden Abständen. Optisch lassen sich im zweiten und im dritten Eigenwert je ein Knick ausmachen. Der Scree-Test spricht also für eine einfaktorische oder eine zweifaktorische Lösung. Nach orthogonaler Rotation der ersten beiden Hauptachsen zur Einfachstruktur bestätigt sich das Ladungsmuster aus der Untersuchung von Montada & Boll (1988), die zwei Polungsfaktoren (Selbstvertrauen, 3 Markieritems, Alpha = .68; Minderwertigkeitsgefühl, alle fünf negativ gepolten Items, Alpha = .73) berichten. Die gleiche Struktur findet sich auch hier. Auf dem ersten Faktor haben alle negativ gepolten Items ihre primäre Ladung, auf dem zweiten Faktor alle positiv gepolten (vgl. Tabelle 9). Die mäßige Einfachstruktur kann durch schiefwinklige Rotation verbessert werden. Die beste Einfachstruktur bei einem Winkel von 64° erreicht, was einer Korrelation von .43 entspricht. Nach orthogonaler Rotation erklärt der erste Faktor 24%, der zweite Faktor 22% der Itemvarianz. Entsprechend liegt die durchschnittliche Itemkommunalität bei .46.

Getrennte Analysen für Ost- und Westdeutsche zeigen, daß die korrelative und damit auch die faktorielle Struktur der 10 Items nahezu identisch ist.

Für das Phänomen von Polungsfaktoren, das immer wieder aus den unterschiedlichsten Inhaltsbereichen berichtet wird, sind viele Erklärungen diskutiert worden (vgl. Schmitt, in Druck). Systematische Schwierigkeitsunterschiede zwischen den gegensätzlich gepolten Itemgruppen, wie sie auch hier bestehen, wurden ebenso in Betracht gezogen wie Verständnisfehler einiger Probanden (z.B. Übersehen des Polungswechsels) oder spezifische Gedächtnisprozesse (z.B. leichter Zugang zu Gedächtnisinhalten, die das Item bestätigen, als zu solchen, die ihm widersprechen). Die Forschung hat gezeigt, daß sich der Einfluß solcher diagnostisch irrelevanter Varianz- und Kovarianzquellen nur schwer von konstruktvaliden Vari-

anzquellen trennen läßt. Deshalb erschiene es nicht sinnvoll, auf die Bildung von Teilskalen zur Messung der Polungsfaktoren a priori zu verzichten. Denn erst die Messung der Polungsfaktoren schafft die Voraussetzung, auf dem Weg der diskriminanten Konstruktvalidierung über differentielle Zusammenhangsmuster zu klären, ob das Selbstwertgefühl real in zwei weitgehend unabhängige Komponenten zerfällt oder ob es sich bei den Polungsfaktoren um Artefakte handelt.

Wie die Kennwerte in Tabelle 9 belegen, sind die Teilskalen für das Selbstvertrauen und das Minderwertigkeitsgefühl homogen (vgl. die Trennschärfen und mittleren Itemkorrelationen) und in Relation zu ihrer Länge ausreichend zuverlässig (vgl. die Alpha-Koeffizienten). Die Korrelation der beiden Teilskalen ist bei .48 fast identisch mit der Korrelation der Faktoren nach der schiefwinkligen Rotation (.43).

Ohne Zweifel rechtfertigt der Eigenwerteverlauf der Korrelationsmatrix aller 10 Items auch die Annahme der einfaktoriellen Lösung und die Bildung der Gesamtskala zu seiner Messung. Der Verzicht auf den zweiten Faktor reduziert die durchschnittliche Itemkommunalität von .46 auf .41. Die Kommunalitäten der Items mit der ersten unrotierten Hauptachse sind in Tabelle 9 nicht aufgeführt, da sie sich nur geringfügig von den quadrierten Trennschärfen der Items gegenüber der Gesamtskala unterscheiden. Diese Trennschärfen, die mittleren Itemkorrelationen und Alpha zeigen, daß die Gesamtskala zur Messung des Selbstwertgefühls homogen und zuverlässig ist, wenn auch die Homogenität etwas hinter jener der Teilskalen zurückbleibt.<sup>3</sup>

**Tabelle 9**

*Kennwerte der deutschen Rosenberg Self-Esteem Scale (Gesamtstichprobe; N≥2476)*

	Polung	M	s	a <sub>i</sub>	a <sub>c</sub>	h <sup>2</sup>	r <sub>it</sub>		
							ges.	neg.	pos.
1. alles in allem zufrieden	+	3.66	1.08	-.39	.48	.38	.55		.50
2. zu nichts gut	-	.99	1.31	.68	-.14	.49	.55	.62	
3. eine Menge Stärken	+	3.66	1.01	-.14	.75	.58	.50		.64
4. fähig wie die meisten	+	3.89	.98	-.12	.73	.55	.48		.61
5. nicht viel, auf das ich stolz	-	.96	1.24	.55	-.25	.37	.54	.54	
6. nutzlos	-	1.21	1.38	.72	-.15	.54	.57	.63	
7. ebenso wertvolle Person	+	4.28	1.00	-.23	.56	.37	.49		.53
8. wünschte mehr Achtung	-	1.18	1.45	.63	-.18	.43	.54	.58	
9. Versager	-	.52	.99	.67	-.29	.53	.64	.63	
10.wichtige Dinge gelingen	+	3.86	1.06	-.26	.55	.37	.50		.53
%s <sup>2</sup>				24	22				
Alpha							.84	.80	.78
M(r <sub>ii</sub> )							.35	.46	.42

Die Mittelwerte der 10 Items, die in Tabelle 9 wiedergegeben sind, zeigen, daß es um das Selbstwertgefühl der Untersuchungsteilnehmer durchschnittlich gut bestellt ist. Bei einem möglichen Wertebereich von "0/maximal schlechtes Selbstwertgefühl" bis "5/maximal gutes Selbstwertgefühl" erzielen Ostdeutsche auf der Gesamtskala einen Durchschnittswert von 3.96. Mit 3.93 liegt der entsprechende Wert bei Westdeutschen praktisch und statistisch unbe-

<sup>3</sup> Zur Ermittlung der Kennwerte der Gesamtskala und ihrer Items wurden die negativ geschlüsselten Items umgepolt.

deutend niedriger. Das durchschnittlich gute Selbstwertgefühl und die geringen Ost-West-Unterschiede entsprechen den Ergebnissen, die für Depressivität gefunden wurden (siehe oben).

### Seelische Gesundheit

Schmitt et al. (1995) erachten die Skala SG (Seelische Gesundheit) des TPF (Trierer Persönlichkeitsfragebogen von Becker, 1989) als geeignetes Instrument, um seelische Gesundheit als breites Konstrukt und den entsprechen Sekundärfaktor zu messen. Die 19 Items der SG-Skala, die durch Auswahl (und gedankliche Einfügung von) einer von vier möglichen Häufigkeitsangaben (nie, manchmal, oft, immer) beantwortet werden, lauten:

1. Ich fühle mich dem Leben und seinen Schwierigkeiten eigentlich ... gut gewachsen.
2. Ich habe ... einen "Minderwertigkeitskomplex". (-)
3. Wenn ich in eine schwierige Situation gerate, vertraue ich ... auf meine Fähigkeit, sie zu meistern.
4. Ich fühle mich ... voller Energie und Tatkraft.
5. Ich lasse mich von anderen ... leicht einschüchtern. (-)
6. Ich blicke ... voller Zuversicht in die Zukunft.
7. Ich bin ... in guter körperlicher und seelischer Verfassung.
8. Meine Stimmung ist ... gut.
9. Es gelingt mir ... gut, meine Bedürfnisse zu befriedigen.
10. Ich habe ... das Gefühl, daß mir alles zu viel ist. (-)
11. Ich bin ... gut in der Lage, meine Interessen selbst zu vertreten.
12. Ich fühle mich anderen Menschen ... unterlegen. (-)
13. Wenn es etwas Wichtiges zu entscheiden gibt, weiß ich ... genau, was ich will.
14. Ich habe ... ein Gefühl der Teilnahmslosigkeit und inneren Leere. (-)
15. In beruflichen und privaten Angelegenheiten bin ich ... erfolgreich.
16. Ich handele ... nach der Devise, daß ich für mein Glück selbst verantwortlich bin.
17. Es kommt ... vor, daß ich mich selbst nicht ausstehen kann. (-)
18. Ich lasse mich ... leicht von anderen beeinflussen. (-)
19. Es fällt mir ... schwer, meine Gedanken bei einer Aufgabe oder einer Arbeit zu behalten. (-)

Das Instrument war mit "Wie erleben Sie sich?" überschrieben. Die Anweisung zur Bearbeitung des SG lautete: "In diesem Fragebogen geht es darum, wie Sie sich selbst erleben. Bitte beachten Sie bei der Beantwortung der Fragen folgendes: In jedem Satz stehen an einer bestimmten Stelle drei Punkte (...). Sie sollen an dieser Stelle in Gedanken eine der vier Häufigkeitskategorien einfügen (nie, manchmal, oft, immer), nämlich jene, die am besten auf Sie zutrifft. Kreuzen Sie bitte die entsprechende Häufigkeitskategorie an.

Die Korrelationsmatrix der 19 Items wurde einer Hauptachsenanalyse unterzogen. Die ersten vier Eigenwerte betragen: 6.71; 1.61; 1.19; .83. Der Eigenwerteverlauf zeigt einen markanten Knick im zweiten Eigenwert. Ganz im Sinne der Konstruktionsbemühungen von Becker (1989) haben die Items offensichtlich nur einen gemeinsamen Faktor. Dieser erklärt durchschnittlich 35% der Itemvarianz. Die Trennschärfen der Items sind hoch; sie liegen alle über .37. Alpha beträgt in der Gesamtstichprobe .90, die mittlere Korrelation der Items beläuft sich auf .31. Trotz des Anspruchs, einen Sekundärfaktor zu messen, sind die Items also ziemlich homogen und in der Summe sehr zuverlässig.

Getrennte Analysen für Ost- und Westdeutsche offenbaren Unterschiede in der korrelativen Struktur der Items. Insgesamt ist die Homogenität der Items bei Westdeutschen höher als bei Ostdeutschen. Dies läßt sich am höheren Eigenwert der ersten Hauptachse (7.45 versus 6.31), an der höheren durchschnittlichen Itemkorrelation (.35 versus .29) sowie am höheren

Alpha (.91 versus .89) sehen.<sup>4</sup> Auch ist die Streuung der meisten Items bei Westdeutschen größer als bei Ostdeutschen (vgl. Tabelle 10).

**Tabelle 10**

*Kennwerte der Skala "Seelische Gesundheit" des Trierer Persönlichkeitsfragebogens für die Gesamtstichprobe (N=2324), Ostdeutsche (N=1176) und Westdeutsche (N=858)*

	Pol	M			s			r <sub>it</sub>		
		Ges	West	Ost	G	W	O	G	W	O
1. Schwierigkeiten gewachsen	+	2.20	2.21	2.19	.60	.64	.58	.65	.68	.63
2. Minderwertigkeitskomplex	-	.75	.80	.73	.59	.61	.58	.56	.63	.51
3. vertraue meiner Fähigkeit	+	2.33	2.28	2.34	.62	.64	.62	.57	.56	.58
4. Energie und Tatkraft	+	1.90	1.88	1.92	.59	.60	.58	.59	.61	.58
5. leicht einschüchtern	-	.76	.85	.70	.63	.67	.59	.50	.54	.45
6. Zuversicht in die Zukunft	+	1.94	1.98	1.89	.80	.77	.83	.53	.61	.48
7. guter Verfassung	+	1.93	1.94	1.93	.62	.63	.63	.55	.59	.54
8. Stimmung gut	+	2.03	2.02	2.04	.54	.56	.53	.59	.62	.57
9. Bedürfnisse befriedigen	+	1.92	1.94	1.90	.57	.57	.57	.51	.55	.50
10. alles zu viel	-	.84	.85	.83	.58	.62	.54	.54	.61	.49
11. Interessen selbst vertreten	+	2.26	2.22	2.28	.67	.70	.66	.60	.63	.59
12. anderen unterlegen	-	.78	.81	.76	.56	.57	.54	.52	.58	.48
13. weiß genau, was ich will	+	2.26	2.23	2.28	.68	.69	.67	.53	.56	.50
14. inneren Leere	-	.47	.50	.46	.61	.64	.60	.54	.57	.52
15. erfolgreich	+	1.83	1.82	1.83	.51	.50	.50	.56	.59	.55
16. Glück selbst verantwortlich	+	2.38	2.33	2.41	.71	.72	.70	.49	.49	.48
17. selbst nicht ausstehen	-	.75	.78	.74	.56	.58	.54	.45	.50	.43
18. lasse mich beeinflussen	-	.83	.85	.81	.59	.61	.58	.41	.41	.43
19. Gedanken behalten schwer	-	.79	.89	.73	.64	.63	.64	.37	.39	.36
%s <sup>2</sup>		28.95						35	39	33
Alpha								.90	.91	.89
M(r <sub>ii</sub> )								.31	.35	.29

Neben einer allgemein größeren Homogenität der Items bei Westdeutschen lassen sich lokale Unterschiede in der korrelativen Struktur ausmachen, die sich auch in den Trennschärfen niederschlagen. Die deutlichsten Unterschiede bestehen bei den Items 2 (Ich habe einen Minderwertigkeitskomplex), 6 (Ich blicke voller Zuversicht in die Zukunft) und 10 (Ich habe das Gefühl, daß mir alles zuviel ist). Bei Ostdeutschen sind die Trennschärfen dieser Items deutlich geringer. Dies bedeutet vermutlich, daß die Items 2, 6 und 10 mehr als andere Items Effekte der persönlichen Lebensumstände widerspiegeln und weniger als andere Items das überdauernde und situationsunabhängige Wohlbefinden. Zwei Items (3: Wenn ich eine schwierige Situation gerate, vertraue ich auf meine Fähigkeit, sie zu meistern. 18: Ich lasse mich leicht von anderen beeinflussen) haben bei Ostdeutschen höhere Trennschärfen als bei Westdeutschen. Die Unterschiede sind zwar klein, werden aber durch die insgesamt niedrigeren Trennschärfen bei Ostdeutschen aufgewertet. Insbesondere das dritte Item scheint vergleichsweise robust gegen situativ bedingte individuelle Unterschiede im Wohlbefinden zu sein. Insgesamt läßt sich aus dem berichteten Muster die Hypothese ableiten, daß die Items 2, 6 und 10 im

<sup>4</sup> Zur Ermittlung der Trennschärfen, der durchschnittlichen Itemkorrelationen und der Alphas wurden die negativ geschlüsselten Items umgepolt.



Kanon der SG-Items eine vergleichsweise hohe, die Items 3 und 18 eine niedrige Änderungs sensitivität bzw. Situationsspezifität besitzen. Gezielt prüfen lassen wird sich diese Hypothese mittels Latent-State-Trait-Analysen (Steyer et al., 1992) der Daten längsschnittlicher Meßwiederholungen.

Betrachtet man die Ausprägung der seelischen Gesundheit im Ost-West-Vergleich, finden sich auf Itemebene einige signifikante Unterschiede (Items 2, 5, 6, 11, 16, 18, 19), von denen jedoch nur drei ein nennenswertes Ausmaß erreichen (Items 5, 6, 19). Alle Unterschiede sind zugunsten der Ostdeutschen gerichtet, mit einer Ausnahme: Ostdeutsche blicken mit weniger Zuversicht in die Zukunft (Item 6) als Westdeutsche. Auf der Ebene der Skalenwerte, die theoretisch von "0/minimale seelische Gesundheit" bis "3/maximale seelische Gesundheit" reichen können, bewegt sich die seelische Gesundheit Ostdeutscher und Westdeutscher auf einem fast identischen Niveau von 2.01 (Ost) und 1.98 (West). Diese Werte liegen deutlich über dem Skalenmittelpunkt von 1.5 und bestätigen die Befunde zur Depressivität und zum Selbstwertgefühl.

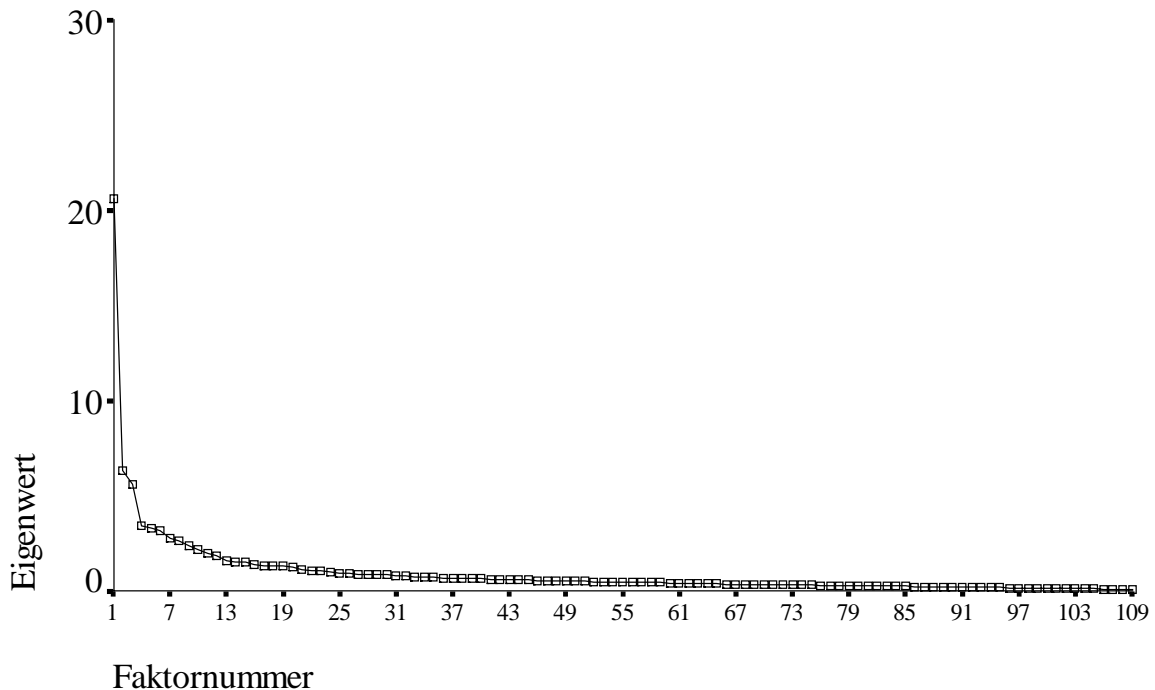
## KONSTRUKTÜBERGREIFENDE ITEM- UND SKALENANALYSEN

### Korrelative und faktorielle Struktur auf Itemebene

Um die gemeinsame korrelative und faktorielle Struktur aller hier behandelten Maße der seelischen Gesundheit zu untersuchen, wurden zunächst alle 109 Items einer gemeinsamen Hauptachsenanalyse unterzogen (Gesamtstichprobe). Es ergaben sich 24 Eigenwerte  $> 0$ . Der in Abbildung 4 dargestellte Verlauf der Eigenwerte zeigt einen großen Abfall nach dem ersten Eigenwert. Die erste Hauptachse, die man als globales Wohlbefinden interpretieren kann, erklärt durchschnittlich 19% der Itemvarianz und korreliert mit allen Items gleichsinnig (positiv mit positiv gepolten Items, negativ mit negativ gepolten Items) zwischen .66 und .10. Außer dieser varianzstarken ersten Hauptachse fallen zwei weitere Hauptachsen auf, deren Beiträge zu den Itemkommunalitäten sich deutlich von jenen der restlichen Hauptachsen abheben. Der durch diese beiden Achsen zusätzlich erklärte Varianzanteil beläuft sich auf 5.8% und 5.2%. Die ersten drei Hauptachsen erklären somit zusammen 30% der Gesamtvarianz. Vor dem Hintergrund der bisher berichteten Ergebnisse, insbesondere der faktoriell differenzierten Struktur der Lebenszufriedenheit, kann davon ausgegangen werden, daß es sich bei den drei ersten Hauptachsen der gegenwärtigen Analyse um Sekundärfaktoren handelt.

Die ersten drei Hauptachsen wurden sowohl orthogonal als auch schiefwinklig zur bestmöglichen Einfachstruktur rotiert. Diese ist bei der schiefwinkligen Lösung etwas besser, wobei die Korrelationen zwischen den Faktoren den Wert von .31 nicht überschreiten, diese also nur wenig gemeinsame Varianz haben. Die weitgehende Unabhängigkeit der Faktoren spricht gegen eine Aggregation aller 109 Items, die allenfalls bei Interesse an einem Tertiärfaktor sinnvoll und wegen der ausnahmslos positiven Trennschärfen (nach gleichsinniger Polung aller Items) statistisch auch gerechtfertigt wäre.

Betrachtet man die Ladungsprofile der rotierten Faktoren, ergibt sich ein überraschen klares Bild, das ebenfalls gegen eine Aggregation aller 109 Items spricht. Primärladungen  $\geq |.30|$  haben auf dem ersten Faktor: alle 19 Items der Skala "Seelische Gesundheit" des TPF von Becker, alle 10 Items der Selbstwertgefühlsskala von Rosenberg, 21 der 22 Items des revidierten Beck Depression Inventory (Item 6 des BDI wird durch Faktor 1 zwar auch zu .30 geladen, mit .46 aber primär durch Faktor 2) sowie drei Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Zufriedenheit mit der eigenen Person/sich selbst" (Items 1, 4 und 5). Die Höhe der Ladungen läßt sich nicht nach Instrumenten/Konstrukten ordnen, d.h. die Instrumente (SG, RSS, BDI; LZ-Selbst) scheinen zur Messung des Faktors, den man als seelische Gesundheit interpretieren kann, relativ gleichwertig zu sein.



**Abbildung 4**

*Eigenwerte der Korrelationsmatrix aller 109 Items zur Messung seelischer Gesundheit*

Faktor 2 lädt primär und mit Beträgen  $> .50$  alle fünf Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Finanzielle Lage", die ersten beiden Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Arbeit und Beruf" (Position, Stellensicherheit) sowie das globale Glücksgefühl in der letzten vier Jahren. Mit geringeren Ladungen (bis  $|\cdot 30|$ ) folgen Item 6 des BDI, das Glücksgefühl vor fünf Jahren, die restlichen Items der beruflichen Zufriedenheit sowie Items zur Zufriedenheit mit der Stadt, der Wohnsituation und der Freizeit. Dieser Faktor läßt sich also ziemlich eindeutig als materielles Wohlergehen interpretieren.

Faktor 3 schließlich lädt primär und mit Beträgen  $> .50$  die fünf Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Ehe und Partnerschaft", vier der fünf Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Eigene Kinder" und alle drei Items der Lebenszufriedenheitsteilskala "Sexualität". Danach zeigt sich ein deutlicher Abfall in der Höhe der Primärladung von  $.53$  auf  $.42$ . Außerdem haben die in dieser Höhe oder geringer geladenen Items eine relativ schlechte Einfachstruktur. Folglich kann Faktor 3 als partnerschaftliches und familiäres Wohlbefinden interpretiert werden.

Getrennte Faktorenanalysen der 109 Items bei Ost- und Westdeutschen zeigen, daß sich ihre Kovarianzstruktur teilweise beträchtlich unterscheidet. Die wichtigsten Unterschiede in der dreifaktoriellen Lösung mit schiefwinkliger Rotation lassen sich wie folgt zusammenfassen:

1. Der Eigenwert der ersten Hauptachse liegt bei Westdeutschen (25.83) deutlich über jenem der Ostdeutschen (20.30). Die entsprechenden Varianzanteile betragen 23.7% und 18.6%.
2. Die Einfachstruktur der Ladungen ist bei Westdeutschen besser als bei Ostdeutschen.
3. Die Primärladungen fallen bei Westdeutschen überwiegend höher aus als bei Ostdeutschen.

4. Die Korrelationen zwischen den Faktoren sind bei Westdeutschen (durchschnittlich .40) höher als bei Ostdeutschen (durchschnittlich .28).

Die genannten Unterschiede legen nahe, daß das Wohlbefinden bei Ostdeutschen weniger kohärent (geringere Korrelationen zwischen den Faktoren) und gleichzeitig weniger klar konturiert (schlechtere Einfachstruktur, niedrigere Primärladungen) ist als bei Westdeutschen. Die alternative Interpretation, daß die Items bei Ostdeutschen weniger zuverlässig sind, läßt sich mit den Ergebnissen der oben berichteten konstruktsspezifischen Skalenanalysen nicht vereinbaren.

4. Die Ladungsprofile der Items/Faktoren sind bei Ost- und Westdeutschen teilweise ziemlich unterschiedlich. Dies betrifft vor allem die Glücksitems. Während bei Westdeutschen alle Glücksitems sehr niedrige Kommunalität aufweisen, d.h. durch keinen der Faktoren stark geladen werden, haben die Glücksitems 1992, 1993, 1994 und 1995 bei Ostdeutschen hohe Ladungen auf Faktor 2 (materielles Wohlbefinden). Sich glücklich fühlen ist bei Ostdeutschen nach der Wende also eng mit dem materiellen Wohlbefinden assoziiert, während es bei Westdeutschen hiervon weitgehend unabhängig zu sein scheint.

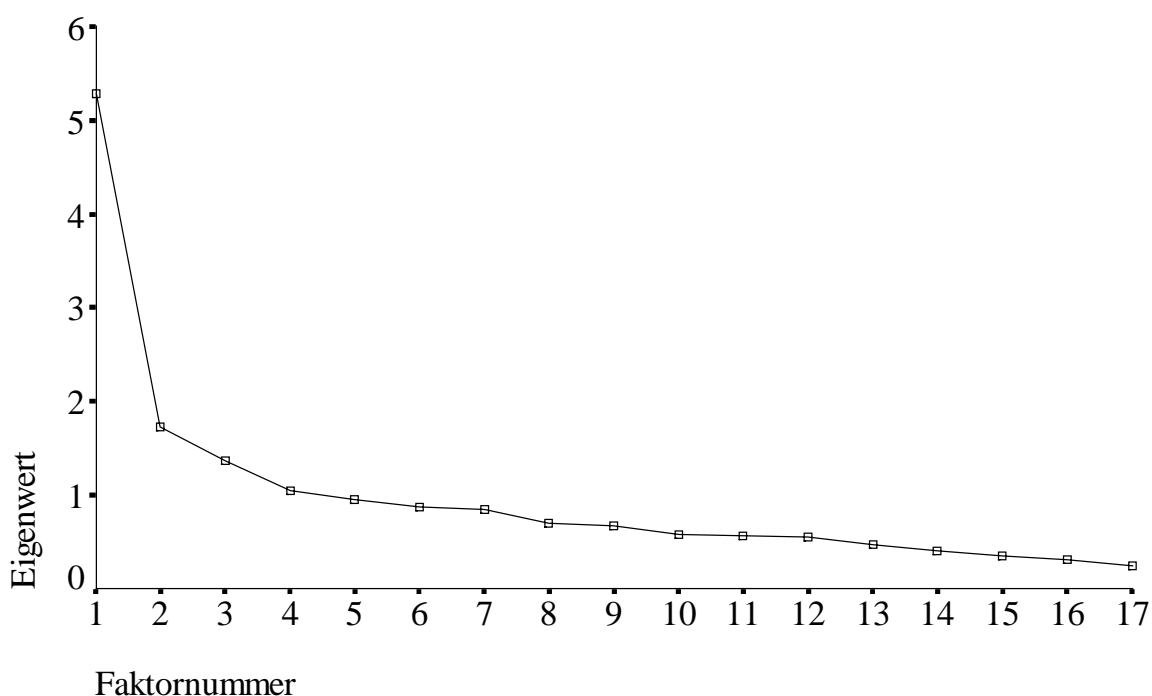
### **Korrelative und faktorielle Struktur auf Skalen- und Teilskalenebene**

In einem zweiten Analyseschritt wurde untersucht, ob sich die auf Itemebene ermittelte Struktur auch auf der Ebene von Skalen bzw. Teilskalen wiederfinden läßt. Allerdings ist ein direkter Vergleich nicht möglich, da die Konstrukte in beiden Analysen durch unterschiedlich viele Meßvariablen vertreten sind und diese unterschiedliche Reliabilitäten besitzen. In die Hauptachsenanalyse gingen folgende 17 Variablen ein:

1. Glück vor der Wende (1985-1988)
2. Glück nach der Wende (1991-1995)
3. Lebenszufriedenheit "Arbeit und Beruf"
4. Lebenszufriedenheit "finanzielle Lage"
5. Lebenszufriedenheit "mitmenschliche Situation"
6. Lebenszufriedenheit "Wohnung"
7. Lebenszufriedenheit "Stadt"
8. Lebenszufriedenheit "Gesundheit"
9. Lebenszufriedenheit "Freizeit"
10. Lebenszufriedenheit "Ehe und Partnerschaft"
11. Lebenszufriedenheit "eigene Kinder"
12. Lebenszufriedenheit "eigene Person/Selbst"
13. Lebenszufriedenheit "Sexualität"
14. Depressivität laut BDI
15. Selbstvertrauen (positiv gepolte Items der RSS)
16. Minderwertigkeitsgefühl (negativ gepolte Items der RSS)
17. Seelische Gesundheit laut SG des TPF

Die Korrelationsmatrix dieser 17 Variablen wurde einer Hauptachsenanalyse unterzogen. Die Eigenwerte der ersten vier Hauptachsen betragen: 5.28; 1.73; 1.37; 1.04. Die in Abbildung 5 graphisch dargestellte Kurve der Eigenwerte zeigt einen markanten Knick im zweiten und einen leichten Knick im vierten Eigenwert. Die 17 Variablen haben also maximal drei gemeinsame Faktoren, wobei sich der Erklärungswert des zweiten und des dritten Faktors deutlich schwächer von jener der folgenden Faktoren abhebt als bei der Analyse auf Itemebene (vgl. Abbildung 4). Die Varianzaufklärung des ersten Faktors beträgt 31%. Der zweite und der dritte Faktor erklären zusätzlich 10% und 8% der Varianz der Skalen/Teilskalen. Annähernd die Hälfte der Gesamtvarianz der 17 Variablen kann also mit den drei ersten Faktoren

erklärt werden. Die genannten Werte liegen deutlich über den entsprechenden Werten aus der Analyse auf Itemebene. Der Grund ist in der höheren Reliabilität bzw. geringeren Spezifität der Skalen/Teilskalen im Vergleich zu den Items zu sehen.



**Abbildung 5**

*Eigenwerte der Korrelationsmatrix der 17 Skalen zur Messung seelischer Gesundheit*

**Tabelle 11**

*Faktorladungen der drei Faktoren des Wohlbefindens (Gesamtstichprobe; N≥1733)*

Skala/Teilskala	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>
Seelische Gesundheit laut SG des TPF	.81	.07	.08
Minderwertigkeitsgefühl (negate Items der RSS)	-.80	.02	.03
Depressivität laut BDI	-.73	-.14	-.02
Selbstvertrauen (positiv gepolte Items der RSS)	.52	.03	.20
Lebenszufriedenheit "eigene Person/Selbst"	.51	.10	.34
Lebenszufriedenheit "Gesundheit"	.22	.21	.15
Lebenszufriedenheit "finanzielle Lage"	.04	.90	-.15
Lebenszufriedenheit "Arbeit und Beruf"	.22	.58	-.09
Lebenszufriedenheit "Wohnung"	-.05	.52	.13
Glück nach der Wende (1991-1995)	.21	.37	-.01
Lebenszufriedenheit "Stadt"	-.16	.36	.28
Lebenszufriedenheit "Ehe und Partnerschaft"	.04	-.05	.63
Lebenszufriedenheit "Sexualität"	.15	-.09	.51
Lebenszufriedenheit "mitmenschliche Situation"	.07	.28	.41
Lebenszufriedenheit "eigene Kinder"	.08	.08	.38
Lebenszufriedenheit "Freizeit"	-.03	.29	.35
Glück vor der Wende (1985-1988)	.12	-.03	.13

Die drei ersten Hauptachsen wurden orthogonal und schiefwinklig zur Einfachstruktur rotiert. Wie bei der Analyse auf Itemebene führte auch hier die schiefwinklige Rotation zu einer deutlich besseren Einfachstruktur und wurde deshalb der Varimaxlösung vorgezogen. Die Korrelationen zwischen den Skalen/Teilskalen-Faktoren liegen etwas über jenen der Itemfaktoren und erreichen maximal .43 (Faktor 1 - Faktor 3). Tabelle 11 informiert über die Faktorladungen der Skalen/Teilskalen-Faktoren. Ein Vergleich mit den Ergebnissen der Analyse auf Itemebene zeigt, daß sich die entsprechenden Faktoren aus beiden Analysen sehr ähneln.

Der erste Faktor, der wiederum als seelische Gesundheit interpretiert werden kann, lädt primär die Skalen zur Messung der seelischen Gesundheit (SG), des Minderwertigkeitsgefühls (RSS-), der Depressivität (BDI), des Selbstvertrauens (RSS+) sowie der Zufriedenheit mit sich selbst.

Der zweite Faktor, der wiederum als materielles Wohlergehen interpretiert werden kann, weist eine geringfügig andere Ladungsstruktur auf als der entsprechende Itemfaktor: Die Ladung des "Glücks nach der Wende" liegt deutlich unter den Ladungen der darin enthaltenen einzelnen Glückssitems (1992-1995) durch den entsprechenden Itemfaktor.

Auch der dritte Faktor hat eine etwas andere Ladungsstruktur als der entsprechende Itemfaktor. Zwar werden hier wie dort die Zufriedenheit mit der Ehe/Partnerschaft und der Sexualität am höchsten geladen; jedoch ist die Ladung der Zufriedenheit mit den eigenen Kindern hier geringer und die Ladung der Zufriedenheit mit der mitmenschlichen Situation hier höher als in der Analyse auf Itemebene. Der dritte Faktor hat hier also eine etwas weitere Bedeutung insofern, als sich das Wohlbefinden nicht auf die Familie/Partnerschaft beschränkt, sondern auch andere Menschen einbezieht. Man könnte den Faktor folglich allgemeiner als soziales Wohlbefinden interpretieren.

Getrennte Faktorenanalysen der 17 Skalen bei Ost- und Westdeutschen bestätigen die strukturellen Unterschiede, die bereits auf Itemebene gefunden wurden (siehe oben):

1. Der Eigenwert der ersten Hauptachse liegt bei Westdeutschen (6.18) deutlich über jenem der Ostdeutschen (5.00). Die entsprechenden Varianzanteile betragen 36.4% und 29.4%.
2. Die Einfachstruktur der Ladungen ist bei Westdeutschen besser als bei Ostdeutschen (vgl. Tabelle 12 und 13).
3. Die Primärladungen fallen bei Westdeutschen überwiegend höher aus als bei Ostdeutschen (vgl. Tabelle 12 und 13).
4. Die Korrelationen zwischen den Faktoren sind bei Westdeutschen höher (durchschnittlich .46) als bei Ostdeutschen (durchschnittlich .32).
5. Schließlich unterscheiden sich die Ladungsprofile der Faktoren 2 und 3 deutlich zwischen Ost- und Westdeutschen. Nur der erste Faktor (seelische Gesundheit) weist in den substantiellen Ladungen bei Ost- und Westdeutschen weitgehend gleiche Ladungsmuster auf. Das materielle Wohlbefinden (Faktor 2) ist bei Ostdeutschen mit dem Glücklichein nach der Wende assoziiert, bei Westdeutschen nicht. Bei Westdeutschen tritt an seine Stelle die Zufriedenheit mit den Wohnbedingungen. Das Glücksempfinden nach der Wende wird bei Westdeutschen (ebenso wie das Glücksempfinden vor der Wende) durch keinen der drei Faktoren wesentlich erklärt. Auch die Ladungsprofile von Faktor 3 unterscheiden sich deutlich. Bei Westdeutschen gruppieren sich die Zufriedenheit mit der Ehe, der Sexualität und den eigenen Kindern. Bei Ostdeutschen bilden die Zufriedenheit mit den Mitmenschen, den Freizeitmöglichkeiten, der Stadt und der Ehe eine Gruppe. Die Zufriedenheit mit den Kindern und der Sexualität sind mit dieser Gruppe nur schwach assoziiert.

**Tabelle 12**

*Faktorladungen der drei Faktoren des Wohlbefindens (Ostdeutsche; N≥894)*

Skala/Teilskala	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>
Seelische Gesundheit laut SG des TPF	.81	.06	.05
Minderwertigkeitsgefühl (negate Items der RSS)	-.80	-.04	.12
Depressivität laut BDI	-.72	-.17	.03
Lebenszufriedenheit "eigene Person/Selbst"	.56	.01	.33
Selbstvertrauen (positiv gepolte Items der RSS)	.54	.02	.18
Lebenszufriedenheit "Sexualität"	.30	-.07	.29
Lebenszufriedenheit "Gesundheit"	.27	.15	.11
Lebenszufriedenheit "finanzielle Lage"	-.08	.89	.14
Lebenszufriedenheit "Arbeit und Beruf"	.24	.54	-.02
Glück nach der Wende (1991-1995)	.19	.43	-.01
Lebenszufriedenheit "mitmenschliche Situation"	.09	.12	.54
Lebenszufriedenheit "Freizeit"	-.02	.02	.50
Lebenszufriedenheit "Stadt"	-.11	.09	.50
Lebenszufriedenheit "Ehe und Partnerschaft"	.18	-.07	.45
Lebenszufriedenheit "Wohnung"	-.10	.29	.36
Lebenszufriedenheit "eigene Kinder"	.16	.05	.31
Glück vor der Wende (1985-1988)	.08	-.06	.14

**Tabelle 12**

*Faktorladungen der drei Faktoren des Wohlbefindens (Westdeutsche; N≥723)*

Skala/Teilskala	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>
Seelische Gesundheit laut SG des TPF	.92	-.01	-.03
Minderwertigkeitsgefühl (negate Items der RSS)	-.86	.10	.04
Depressivität laut BDI	-.83	-.02	.00
Selbstvertrauen (positiv gepolte Items der RSS)	.63	.00	.08
Lebenszufriedenheit "eigene Person/Selbst"	.60	.15	.20
Glück nach der Wende (1991-1995)	.28	.18	.16
Lebenszufriedenheit "Gesundheit"	.25	.21	.20
Glück vor der Wende (1985-1988)	.19	.07	.01
Lebenszufriedenheit "finanzielle Lage"	.10	.78	-.15
Lebenszufriedenheit "Wohnung"	.01	.65	-.03
Lebenszufriedenheit "Arbeit und Beruf"	.19	.62	-.11
Lebenszufriedenheit "Stadt"	-.12	.44	.14
Lebenszufriedenheit "mitmenschliche Situation"	.14	.42	.23
Lebenszufriedenheit "Freizeit"	.07	.38	.25
Lebenszufriedenheit "Ehe und Partnerschaft"	-.02	.03	.80
Lebenszufriedenheit "Sexualität"	.13	-.13	.69
Lebenszufriedenheit "eigene Kinder"	.07	.21	.36

## ZUSAMMENFASSUNG UND DISKUSSION

Zur Messung der seelischen Gesundheit und des Wohlbefindens im wiedervereinigten Deutschland wurden sorgfältig konstruierte und größtenteils bewährte Instrumente verwendet. Insofern war nicht zu erwarten, daß die Analyse der korrelativen Binnenstruktur die Meßqualitäten dieser Instrumente in Frage stellen würde. Andererseits war das genaue Muster der Zu-

sammenhänge zwischen den verschiedenen Bereichen und Ebenen des Wohlbefindens nicht vorherzusehen. Offen waren vor allem Zusammenhänge zwischen dem retrospektiven Glücksbarometer und den übrigen Indikatoren der seelischen Gesundheit sowie die Frage nach strukturellen Gemeinsamkeiten und Unterschieden zwischen Ost- und Westdeutschen und damit nach der Meßäquivalenz der Instrumente.

Das Glücksbarometer spielt im Kanon der verwendeten Instrumente eine Sonderrolle. Es ist das einzige Instrument, mit dem deutliche Ost-West-Unterschiede im mittleren Wohlbefinden und in der Struktur des Wohlbefindens aufgedeckt wurden. Die strukturellen Unterschiede beziehen sich auf den zeitlichen Verlauf, der mit den anderen Instrumenten nicht abgebildet werden kann. Bei Ost- und Westdeutschen bildet die Korrelationsmatrix des retrospektiven Glücksempfindes den erwarteten Simplex; bei Ostdeutschen weist dieser jedoch eine entwicklungspsychologisch bemerkenswerte Diskontinuität auf: Das Glücksempfinden nach der Wende/Wiedervereinigung läßt sich kaum aus dem Glücksempfinden vor der Wende vorher sagen. Nur für Ostdeutsche bedeutete die Wende bzw. Wiedervereinigung folglich ein historisch normiertes kritisches Lebensereignis mit individuell verschiedenen Auswirkungen auf das Wohlbefinden.

Zur Messung der Lebenszufriedenheit als kognitiver Facette des Wohlbefindens wurde der FLZ von Fahrenberg et al. (1986) modifiziert, gekürzt und um einige Lebensbereiche ergänzt. Für dieses Instrument fand sich bei Ost- und Westdeutschen gleichermaßen eine sehr gute faktorielle Validität. Alle apriori unterschiedenen Lebensbereiche ließen sich als relativ reine Faktoren identifizieren. Die Ergebnisse wichen von der idealtypischen Struktur nur in wenigen Punkten ab: (1) Für den Bereich "Wohnen und Stadt" ergaben sich zwei Faktoren. (2) Die Sicherheit des Arbeitsplatzes sagt mehr über die finanzielle Zufriedenheit aus als über die Zufriedenheit mit der persönlichen beruflichen Situation. (3) Anders als bei Westdeutschen ist die Zufriedenheit mit dem Preis der Wohnung bei Ostdeutschen kein guter Indikator für die Zufriedenheit mit der persönlichen Wohnsituation, sondern ein Maß der finanziellen Zufriedenheit. Dieses letztgenannte Ergebnis ist der einzige deutliche strukturelle Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschen.

Zur Messung der Depressivität wurde das BDI von Beck stark modifiziert. Wie sehr sich durch diese Modifikation die Meßeigenschaften gegenüber dem Original (Hautzinger et al., 1994) verändert haben, muß in einer unabhängigen Untersuchung geklärt werden. Wir erwarten eine hohe Korrelation zwischen beiden Version. Die erste Bewährungsprobe hat das von uns modifizierte BDI bestanden: Alle Items sind, wie dies bei einem Merkmal mit psychopathologischer Relevanz zu erwarten ist, deutlich rechtsschief verteilt. Gleichzeitig bewegen sich die Korrelationen der Items in einer Höhe, wie man sie bei bereichsunspezifischen Zustands- und Eigenschaftsmaßen erwarten kann. Außerdem sind die Itemkorrelationen homogen, so daß die Kovarianzen größtenteils mit einem gemeinsamen Faktor erklärt werden können. Die zur Messung der Selbstmordgefährdung aufgenommenen Items lassen sich in ihrer Korrelationsstruktur nicht von den restlichen Items unterscheiden. Depressivität und Suizidalität können folglich nicht als eigenständige Faktoren identifiziert und mit den gewählten Items nicht differenziert werden. Die Zuverlässigkeit der Skala läßt mit einem Alpha-Wert von .91 keine Wünsche offen. Schließlich gibt es keine Hinweise auf strukturelle Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen. Bis zum Beweis des Gegenteils kann Meßäquivalenz also vorausgesetzt werden.

Dies gilt auch für die RSS (Janich & Boll, 1982; Rosenberg, 1965), mit der das Selbstwertgefühl gemessen wurde. Wie in einer früheren Untersuchung (Montada & Boll, 1988), fanden sich auch hier für die 10 Items der RSS bei Ost- und Westdeutschen gleichermaßen zwei Polungsfaktoren, deren Bedeutung noch nicht geklärt ist. Die Itemkennwerte rechtfertigen die Verwendung sowohl der Gesamtskala (Selbstwertgefühl) als auch der beiden Teils-

kalen (Selbstvertrauen, Minderwertigkeitsgefühl). Erst auf dem Wege konvergenter und diskriminanter Konstruktvalidierungen wird geklärt werden können, wie ergiebig die Unterscheidung zweier Aspekte des Selbstwertgefühls ist.

Für die Skala Seelische Gesundheit des TPF von Becker (1989) ergab sich im Ost-West-Vergleich ein merklicher Unterschied in der korrelativen Binnenstruktur der Items. Zwar ist die Skala in beiden Teilstichproben (Ost, West) eindimensional und sehr zuverlässig, aber neben einer allgemein größeren Homogenität der Skala bei Westdeutschen fanden sich für einige Items deutlich unterschiedliche Trennschärfen. Bei Ostdeutschen waren die Trennschärfen der Items 2 (Ich habe einen Minderwertigkeitskomplex), 6 (Ich blicke voller Zuversicht in die Zukunft) und 10 (Ich habe das Gefühl, daß mir alles zuviel ist) geringer als bei Westdeutschen. Offenbar reagieren diese Items mehr als andere Items auf die historisch bedingten Veränderungen der persönlichen Lebensumstände Ostdeutscher und bilden weniger als andere Items das überdauernde und situationsunabhängige Wohlbefinden ab.

Strukturelle Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen ergaben sich auch bei der simultanen Betrachtung aller erhobenen Indikatoren des Wohlbefindens. Diese Unterschiede wurden im letzten Kapitel beschrieben und brauchen hier nicht wiederholt zu werden. Sieht man von diesen Unterschieden ab, so weisen die Daten auf drei zusammenhängende, aber doch gut unterscheidbare Komponenten des Wohlbefindens hin: (1) Seelische Gesundheit im Sinne des Sekundärfaktors von Becker (1995), zu der ein positives Selbstwertgefühl und eine geringe Depressivität gehört, (2) materielles Wohlergehen im Sinne der Zufriedenheit mit der finanziellen und beruflichen Situation sowie der Wohnökologie und (3) soziales Wohlbefinden im Sinne positiver Beziehungen zu wichtigen Bezugspersonen, insbesondere Mitgliedern der eigenen Familie.

Während die seelische Gesundheit als erste Komponente des Wohlbefindens bei Ost- und Westdeutschen an denselben Kriterien festgemacht werden kann, sind das materielle Wohlergehen und das soziale Wohlbefinden bei Ost- und Westdeutschen teilweise unterschiedlich begründet. Dies genauer zu untersuchen, also festzustellen, in welchen Bereichen der Gesamtstruktur lokale Ost-West-Unterschiede und -Gleichheiten bestehen, soll einer speziellen Arbeit vorbehalten bleiben. Dort wäre insbesondere zu prüfen, wie sehr die im letzten Kapitel beschriebenen Strukturunterschiede in der Gesamtheit aller Indikatoren des Wohlbefindens durch das Glücksbarometer erzeugt werden, für das die größten Ost-West-Struktur- und Mittelwertsunterschiede gefunden wurden. Es kann vermutet werden, daß es nach Ausschluß des Glücksbarometers zu einer Annäherung der Binnenstruktur der restlichen Indikatoren kommt. Weiterhin könnte mittels multipler Regressionen der Frage nachgegangen werden, ob und wie die bereichsspezifischen Lebenszufriedenheiten als eher kognitive Komponenten des Wohlbefindens bei Ost- und Westdeutschen die eher emotionalen Komponenten des Wohlbefindens (Glücksbarometer; Depressivität) unterschiedlich vorhersagen.



## LITERATUR

- Basten, M., Florin, I., Tuschen, B., Wessels, R., Hübner, I., Bossong, A. & Schmidt, A. (1994). Psychische Symptome und körperliche Gesundheit im vereinten Deutschland: Eine Ost-West-Vergleichsuntersuchung an einer studentischen Stichprobe. *Verhaltenstherapie*, 4, 90-95.
- Becker, P. (1989). *Trierer Persönlichkeitsfragebogen (TPF)*. Göttingen: Hogrefe.
- Becker, P. (1995). Seelische Gesundheit und Verhaltenskontrolle. Göttingen: Hogrefe.
- Becker, P., Hänsgen, K.D. & Lindinger, E. (1991). Ostdeutsche und Westdeutsche im Spiegel dreier Fragebogentests. *Trierer Psychologische Berichte*, 18, Heft 3.
- Brähler, E., Geyer, M., Hessel, A. & Richter, Y. (1996). Soziale Befindlichkeiten in Ost und West. *Psychosozial*, 19, 111- 117.
- Cattell, R. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Dathe, D. (1995). Zur Einkommenslage ausgewählter Haushaltstypen. In H. Bertram, S. Hradil & G. Kleinhenz (Hrsg.), *Sozialer und demographischer Wandel in den neuen Bundesländern* (S. 71-100). Berlin: Akademie Verlag.
- Deusinger, I.M. (1986). *Frankfurter Selbstkonzeptskalen*. Göttingen: Hogrefe.
- Diewald, M. (in Druck). Aufbruch oder Entmutigung? Kompetenzzufaltung, Kompetenzerwertung und subjektive Kontrolle in den neuen Bundesländern. In M. Schmitt & L. Montada (Hrsg.), *Veränderungserfahrungen im wiedervereinigten Deutschland: Gerechtigkeitserleben und Befindlichkeiten*. Opladen: Leske & Budrich.
- DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) (1995). Die Vermögenseinkommen der privaten Haushalte 1994. *Wochenbericht*, 62(25), 435-442.
- Fahrenberg, J., Myrtek, M., Wilk, D. & Kreutel, K. (1986). Multimodale Erfassung der Lebenszufriedenheit: Eine Untersuchung an Koronarkranken. *Psychotherapie und Medizinische Psychologie*, 36, 347-354.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.
- Guttman, L. (1944). A basis for scaling qualitative data. *American Sociological Review*, 9, 139-150.
- Hahn, T. (in Druck). Differenzierte Arbeitslosigkeitsverläufe Ostdeutscher - differenzierte Befindlichkeiten. In M. Schmitt & L. Montada (Hrsg.), *Veränderungserfahrungen im wiedervereinigten Deutschland: Gerechtigkeitserleben und Befindlichkeiten*. Opladen: Leske & Budrich.
- Harman, H.H. (1968). *Modern factor analysis*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Hautzinger, M., Bailer, M., Worall, H. & Keller, F. (1994). *Beck-Depressions-Inventar (BDI)*. Bern: Huber.
- Janich, H. & Boll, T. (1982). Übersetzung des Self-Esteem-Fragebogens von Rosenberg (1965). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie (unveröffentlichtes Manuskript).

- Jennrich, R.I. & Sampson, P.F. (1966). *Rotation for simple loadings*. *Psychometrika*, 31, 313-323.
- Kaiser, H.F. (1958). The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 31, 61-67.
- Korczak, D. (1995). *Lebensqualität-Atlas*. Westdeutscher Verlag.
- Lord, F.M. & Novick, M.R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Mayring, P. (1991). Die Erfassung subjektiven Wohlbefindens. In Abele, A. & Becker, P. (Hrsg.), *Wohlbefinden* (S. 51-70). Weinheim: Juventa.
- Montada, L. & Boll, T. (1988). Auflösung und Dämpfung von Feindseligkeit. *Untersuchungen des Psychologischen Dienstes der Bundeswehr*, 23, 43-144.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Schmitt, M. & Borkenau, P. (1992). The consistency of personality. In G.-V. Caprara & G.L. Van Heck (Eds.), *Modern personality psychology. Critical reviews and new directions* (pp. 29-55). New York: Harvester-Wheatsheaf.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1983). *Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen (erster Untersuchungszeitraum)* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 23). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A. (1995). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Auswahl von Indikatoren seelischer Gesundheit*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 80). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A. (in Druck). Ungerechtigkeits erleben im Vereinigungsprozeß: Folgen für das emotionale Befinden und die seelische Gesundheit. In M. Schmitt & L. Montada (Hrsg.), *Veränderungserfahrungen im wiedervereinigten Deutschland: Gerechtigkeitserleben und Befindlichkeiten*. Opladen: Leske & Budrich.
- Statistisches Bundesamt (1995). *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Steyer, R. & Eid, M. (1993). *Messen und Testen*. Berlin: Springer.
- Steyer, R., Ferring, D. & Schmitt, M. (1992). States and traits in psychological assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 2, 79-98.
- Widaman, K.F. (1993). Common factor analysis versus principal component analysis: Differential bias in representing model parameters? *Multivariate Behavioral Research*, 28, 263-311.
- Winkler, G. (in Druck). Das Neue an der "neuen Ostidentität". In M. Schmitt & L. Montada (Hrsg.), *Veränderungserfahrungen im wiedervereinigten Deutschland: Gerechtigkeitserleben und Befindlichkeiten*. Opladen: Leske & Budrich.
- Wittchen, H.U., Lachner, G., Perkonigg, A. & Hoeltz, J. (1994). Sind psychische Störungen in den neuen Bundesländern häufiger? *Verhaltenstherapie*, 4, 96-103.

## BISHER ERSCHIENENE ARBEITEN DIESER REIHE

- Montada, L. (1978). *Schuld als Schicksal? Zur Psychologie des Erlebens moralischer Verantwortung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 1). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Doenges, D. (1978). *Die Fähigkeitskonzeption der Persönlichkeit und ihre Bedeutung für die Moralerziehung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 2). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1978). *Moralerziehung und die Konsistenzproblematik in der Differentiellen Psychologie* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 3). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1980). *Spannungen zwischen formellen und informellen Ordnungen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 4). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. (1980). *Verantwortlichkeit und Handeln* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 5). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. (1980). *Person, Situation oder Interaktion? Eine zeitlose Streitfrage diskutiert aus der Sicht der Gerechtigkeitsforschung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 6). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. & Montada, L. (1981). *Entscheidungsgegenstand, Sozialkontext und Verfahrensregel als Determinanten des Gerechtigkeitsurteils* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 7). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1981). *Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld. Projektantrag an die Stiftung Volkswagenwerk* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 8). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. (1982). *Empathie: Konzepte, Entwicklung, Quantifizierung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 9). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. (1981). *Der Glaube an die gerechte Welt: Zur Güte einer deutschen Version der Skala von Rubin & Peplau* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 10). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. (1982). *Zur Erfassung des moralischen Urteils: Zwei standardisierte objektive Verfahren im Vergleich* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 11). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. (1982). *Über die Angemessenheit verschiedener Analyse-Modelle zur Prüfung dreier Typen von Hypothesen über multivariate Zusammenhänge in Handlungsmodellen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 12). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. (1982). *Ein Strukturmodell interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 13). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1982). *Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Rekrutierung der Ausgangsstichprobe, Erhebungsinstrumente in erster Version und Untersuchungsplan* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 14). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- 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* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 15). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Schmitt, M. & Montada, L. (1982). *Überlegungen zu Möglichkeiten der Erfassung von Schuldkognitionen und Schuldgefühlen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 16). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. & Gehle, H. (1983). *Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Verantwortlichkeitsnormen, Hilfeleistungen und ihre Korrelate - ein Überblick über die Literatur* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 17). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Reichle, B. (1983). *Existentielle Schuld: Explikation eines Konzeptes* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 18). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

- Reichle, B. & Dalbert, C. (1983). *Kontrolle: Konzepte und ausgewählte Bezüge zu existentieller Schuld* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 19). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L., Schmitt, M. & Dalbert, C. (1983). *Existenzielle Schuld: Rekrutierung der Untersuchungsstichprobe, Erhebungsinstrumente und Untersuchungsplan* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 20). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Schmitt, M. & Montada, L. (1983). *Existenzielle Schuld: Ausgewählte Untersuchungshypothesen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 21). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Kreuzer, C. & Montada, L. (1983). *Vorhersage der Befriedigung wahrgenommener Bedürfnisse der eigenen Eltern: Ergebnisse einer Pilotstudie* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 22). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1983). *Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen (erster Untersuchungszeitraum)* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 23). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Montada, L., Schmitt, M. & Schneider, A. (1984). *Existenzielle Schuld: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 24). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Montada, L. & Dalbert, C. (1984). *Erste Befunde zur Validität des Konstruktes Existenzielle Schuld* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 25). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1984). *Feindseligkeit - Friedfertigkeit* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 26). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Boll, T. (1984). *Moralisches Urteil und moralisches Handeln* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 27). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. & Schmitt, M. (1984). *Einige Anmerkungen und Beispiele zur Formulierung und Prüfung von Moderatorhypothesen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 28). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1985). *Drei Wege zu mehr Konsistenz: Theoriepräzisierung, Korrespondenzbildung und Datenaggregation* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 29). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Montada, L. & Schmitt, M. (1985). *Bereichsspezifischer und allgemeiner Glaube an die Gerechte Welt: Kennwerte und erste Befunde zur Validität zweier Skalen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 30). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1985). *Beabsichtigung und Ausführung prosozialen Handelns: Merkmals- versus Handlungstheorie?* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 31). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L., Schmitt, M. & Dalbert, C. (1985). *Thinking about justice and dealing with one's own privileges: A study on existential guilt* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 32). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1985). *Personale Normen und prosoziales Handeln: Kritische Anmerkungen und eine empirische Untersuchung zum Modell von S.H. Schwartz* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 33). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Schmitt, M. & Montada, L. (1985). *Disdain of the disadvantaged: The role of responsibility denial and belief in a just world* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 34). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Reichle, B., Montada, L. & Schneider, A. (1985). *Existenzielle Schuld: Differenzierung eines Konstrukts* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 35). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schneider, A., Reichle, B. & Montada, L. (1986). *Existenzielle Schuld: Stichprobenrekrutierung, Erhebungsinstrumente und Untersuchungsplan* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 36). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schneider, A., Montada, L., Reichle, B. & Meissner, A. (1986). *Auseinandersetzung mit Privilegunterschieden und existentieller Schuld: Item- und Skalenanalysen I* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 37). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

- Montada, L. (1986). *Life stress, injustice, and the question "Who is responsible?"* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 38). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. (1986). *Einige Anmerkungen zur Verwendung unterschiedlicher Veränderungskriterien* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 39). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1987). *Die Bewältigung von "Schicksalsschlägen" - erlebte Ungerechtigkeit und wahrgenommene Verantwortlichkeit* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 40). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schneider, A., Meissner, A., Montada, L. & Reichle, B. (1987). *Validierung von Selbstberichten über Fremdratings* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 41). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Steyer, R. & Montada, L. (1988). *Die konzeptuelle Differenzierung zwischen Emotionen mit Hilfe von Strukturgleichungsmodellen: Existentielle Schuld und Mitleid* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 42). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1988). *Schuld wegen Wohlstand?* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 43). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schneider, A. (1988). *Glaube an die gerechte Welt: Replikation der Validierungskorrelate zweier Skalen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 44). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1988). *Schuld und Sühne in strafrechtlicher und psychologischer Beurteilung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 45). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C., Montada, L. & Schmitt, M. (1988). *Intention and ability as predictors of change in adult daughters' prosocial behavior towards their mothers* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 46). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Schneider, A. (1988). *Justice and emotional reactions to victims* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 47). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Bäuerle, C., Dohmke, E., Eckmann, J., Ganseforth, A., Gartelmann, A., Mosthaf, U., Siebert, G. & Wiedemann, R. (1988). *Existentielle Schuld und Mitleid: Ein experimenteller Differenzierungsversuch anhand der Schadensverantwortlichkeit* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 48). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L., Schneider, A. & Meissner, A. (1988). *Blaming the victim: Schuldvorwürfe und Abwertung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 49). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Figura, E. (1988). *Some psychological factors underlying the request for social isolation of Aids victims* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 50). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1989). *Möglichkeiten der Kontrolle von Ärger im Polizeidienst* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 51). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Schneider, A. (1990). *Coping mit Problemen sozial Schwacher: Annotierte Ergebnistabellen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 52). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L., Dalbert, C. & Schneider, A. (1990). *Coping mit Problemen sozial schwacher Menschen. Ergebnisse der Längsschnittuntersuchung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 53). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Elbers, K. & Montada, L. (1990). *Schutz vor AIDS in neuen Partnerschaften. Dokumentation der Untersuchung und Untersuchungsergebnisse* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 54). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L., Hermes, H. & Schmal, A. (1990). *Ausgrenzung von AIDS-Opfern: Erkrankungsängste oder Vorurteile gegenüber Risikogruppen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 55). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Gehri, U. & Montada, L. (1990). *Schutz vor AIDS: Thematisierung in neuen Partnerschaften* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 56). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Albs, B. (1990). *Emotionale Bewertung von Verlusten und erfolgreiche Bewältigung bei Unfallopfern* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 57). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

- Schmitt, M., Kilders, M., Mösle, A., Müller, L., Pfrengle, A., Rabenberg, H., Schott, F., Stolz, J., Suda, U., Williams, M. & Zimmermann, G. (1990). *Validierung der Skala Allgemeiner Gerechte-Welt-Glaube über ein Glücksspielexperiment* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 58). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Bräunling, S., Burkard, P., Jakobi, F., Kobel, M., Krämer, E., Michel, K., Nickel, C., Orth, M., Schaaf, S. & Sonntag, T. (1990). *Schicksal, Gerechte-Welt-Glaube, Verteilungsgerechtigkeit und Personbewertung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 59). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Montada, L. & Dalbert, C. (1990). *Struktur und Funktion der Verantwortlichkeitsabwehr* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 60). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Hoser, K. & Schwenkmezger, P. (1991). *Ärgerintensität und Ärgerausdruck infolge zugeschriebener Verantwortlichkeit für eine Anspruchsverletzung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 61). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1991). *Grundlagen der Anwendungspraxis* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 62). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1992). *Abwertung von Krebskranken - Der Einfluß von Gerechte-Welt- und Kontrollüberzeugungen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 63). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1992). *Konstruktion und Analyse eines mehrdimensionalen Gerechte-Welt-Fragebogens* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 64). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1992). *Attributsverknüpfungen - Eine neue Art der Erfassung von Gerechtigkeitsüberzeugungen?* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 65). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Janetzko, E. & Schmitt, M. (1992). *Verantwortlichkeits- und Schuldzuschreibungen bei Ost- und Westdeutschen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 66). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Neumann, R. & Montada, L. (1992). *Sensitivity to experienced injustice: Structural equation measurement and validation models* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 67). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Behner, R., Müller, L. & Montada, L. (1992). *Werte, existentielle Schuld und Hilfsbereitschaft gegenüber Indios und landlosen Bauern in Paraguay* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 68). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Janetzko, E., Große, K., Haas, J., Jöhren, B., Lachenmeier, K., Menninger, P., Nechvatal, A., Ostner, J., Rauch, P., Roth, E. & Stifter, R. (1992). *Verantwortlichkeits- und Schuldzuschreibungen: Auto- und Heterostereotype Ost- und Westdeutscher* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 69). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. (1993). *Abriß der Gerechtigkeitspsychologie* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 70). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M.J., Montada, L. & Falkenau, K. (1994). *Modellierung der generalisierten und bereichsspezifischen Eifersuchtsneigung mittels Strukturgleichungen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 71). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Kals, E. (1994). *Perceived Justice of Ecological Policy and Proenvironmental Commitments* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 72). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Kals, E. & Becker, R.P. (1994). *Zusammenschau von drei umweltpsychologischen Untersuchungen zur Erklärung verkehrsbezogener Verbotsforderungen, Engagementbereitschaften und Handlungsentscheidungen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 73). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1994). *Korrelate des Gerechte-Welt-Glaubens: Ergebnisse aus einer Untersuchung zur Wahrnehmung von Krebskrankheiten und Krebskranken* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 74). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Neumann, R. (1994). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Skizze eines Forschungsvorhabens* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 75). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1994). *Psychologische Überlegungen zu Rache* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 76). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

- Schmitt, M., Barbacsy, R., Binz, S., Buttgerit, C., Heinz, J., Hesse, J., Kraft, S., Kuhlmann, N., Lischetzke, T., Nisslmüller, K. & Wunsch, U. (1994). *Distributive justice research from an interactionist perspective* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 77). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1994). *Drakonität als Personmerkmal: Entwicklung und erste Erprobung eines Fragebogens zur Erfassung von Urteilsstrenge (Drakonität) versus Milde* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 78). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1995). *Kontrollieren und kontrolliert werden: Konstruktion und Analyse eines Zwei-Wege-Fragebogens zur Erfassung von Kontrollüberzeugungen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 79). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A. (1995). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Auswahl von Indikatoren seelischer Gesundheit*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.80). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1995). *Befunde zur Unterscheidung von immanenter und ultimativer Gerechtigkeit: 1. Ergebnisse aus einer Untersuchung zur Wahrnehmung von Krebskrankheiten und Krebskranken* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.81). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A. (1995). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Einstellungen zu Verteilungsprinzipien, Ungerechtigkeitsensibilität und Glaube an eine gerechte Welt als Kovariate*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.82). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Maes, J. & Schmal, A. (1995). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Kernvariablen*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.83). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1995). *Freiheit oder Determinismus - ein Kurzfragebogen zur Erfassung individueller Unterschiede* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.84). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J., Schmitt, M. & Schmal, A. (1995). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Werthaltungen, Kontrollüberzeugungen, Freiheitsüberzeugungen, Drakonität, Soziale Einstellungen, Empathie und Protestantische Arbeitsethik als Kovariate* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.85). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dalbert, C. & Schneider, A. (1995). *Die Allgemeine Gerechte-Welt-Skala: Dimensionalität, Stabilität & Fremdurteiler-Validität* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.86). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Mohiyeddini, C. (1995). *Arbeitslosigkeit und Gerechtigkeit* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.87). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. & Kals, E. (1995). *Motivvergleich umwelt- und gesundheitsrelevanten Verhaltens: Beschreibung eines Projekts* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.88). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Kals, E. & Becker, R.P. (1995). *Item- und Skalenanalyse umwelt- und gesundheitsbezogener Meßinstrumente*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr.89). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M. & Mohiyeddini, C. (1995). *Sensitivity to befallen injustice and reactions to a real life disadvantage* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 90). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1995). *Kategorien der Angst und Möglichkeiten der Angstbewältigung* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 91). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Montada, L. (1995). *Ein Modell der Eifersucht* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 92). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Boße, A., Eggers, T., Finke, I., Glöcklhofer, G., Hönen, W., Kunnig, A., Mensching, M., Ott, J., Plewe, I., Wagensohn, G. & Ziegler, B. (1995). *Distributive justice research from an interactionist perspective II: The effects of reducing social control and reducing subject's responsibility*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 93). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Mohiyeddini, C. & Schmitt, M. (1995) *Sensitivity to befallen injustice and reactions to unfair treatment in the laboratory*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 94). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

- Kals, E. & Odenthal, D. (1996). *Skalen zur Erfassung ernährungsbezogener Einstellungen und Entscheidungen*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 95). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmal, A., Maes, J. & Schmitt, M. (1996). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Untersuchungsplan und Stichprobe* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 96). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J., Schmitt, M. & Schmal, A. (1996). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Haltungen zur Nation als Kovariate* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 97). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J., Schmitt, M. & Schmal, A. (1996). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Machiavellismus, Dogmatismus, Ambiguitätstoleranz, Toleranz und Autoritarismus als Kovariate* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 98). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J., Schmitt, M. & Schmal, A. (1996). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Politische Grundhaltungen (Konservatismus, Liberalismus, Sozialismus, Anarchismus, Faschismus, Ökologismus) als Kovariate* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 99). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J., Schmitt, M. & Schmal, A. (1996). *Gerechtigkeit als innerdeutsches Problem: Demographische Kovariate* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 100). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Maes, J. (1996). *Fragebogeninventar zur Erfassung von Einstellungen zu Krebskrankheiten und Krebskranken - Dokumentation der Item- und Skalenanalysen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 101). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Schmitt, M., Dombrowsky, C., Kühn, W., Larro-Jacob, A., Puchnus, M., Thiex, D., Wichern, T., Wiest, A. & Wimmer, A. (1996). *Distributive justice research from an interactionist perspective III: When and why do attitudes interact synergetically with functionally equivalent situation factors?* (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 102). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.
- Dörfel, M. & Schmitt, M. (1997). *Procedural injustice in the workplace, sensitivity to befallen injustice, and job satisfaction*. (Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 103). Trier: Universität Trier, Fachbereich I - Psychologie.

## ANDERNORTS PUBLIZIERTE ARBEITEN AUS DIESER ARBEITSGRUPPE

- Montada, L. (1977). Moralisches Verhalten. In T. Herrmann, P.R. Hofstätter, H. Huber & F.E. Weinert (Hrsg.), *Handbuch psychologischer Grundbegriffe* (S. 289-296). München: Kösel.
- Montada, L. (1980). Gerechtigkeit im Wandel der Entwicklung. In G. Mikula (Hrsg.), *Gerechtigkeit und soziale Interaktion* (S. 301-329). Bern: Huber.
- Montada, L. (1980). Moralische Kompetenz: Aufbau und Aktualisierung. In L.H. Eckensberger & R.K. Silbereisen (Hrsg.), *Entwicklung sozialer Kognitionen: Modelle, Theorien, Methoden, Anwendungen* (S. 237-256). Stuttgart: Klett-Cotta.
- Montada, L. (1981). Gedanken zur Psychologie moralischer Verantwortung. In V. Zsifkovits & R. Weiler (Hrsg.), *Erfahrungsbezogene Ethik* (S. 67-88). Berlin: Duncker & Humblot.
- Montada, L. (1981). Voreingenommenheiten im Urteil über Schuld und Verantwortlichkeit. *Trierer Psychologische Berichte*, 8, Heft 10.
- 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*, 9, Heft 8.
- Dalbert, C. & Montada, L. (1982). Vorurteile und Gerechtigkeit in der Beurteilung von Straftaten. Eine Untersuchung zur Verantwortlichkeitsattribution. *Trierer Psychologische Berichte*, 9, Heft 9.
- Montada, L. (1982). Entwicklung moralischer Urteilsstrukturen und Aufbau von Werthaltungen. In R. Oerter, L. Montada u.a. *Entwicklungspsychologie* (S. 633-673). München: Urban & Schwarzenberg.
- Schmitt, M. (1982). Schuldgefühle erwachsener Töchter gegenüber ihren Müttern: Zwei Modelle. *Bremer Beiträge zur Psychologie*, 17, 84-90.
- Montada, L. (1983). Moralisches Urteil und moralisches Handeln - Gutachten über die Fruchtbarkeit des Kohlberg-Ansatzes. Bonn: Bundesministerium der Verteidigung (Hrsg.), *Wehrpsychologische Untersuchungen*, 18,(2).



- Montada, L. (1983). Delinquenz. In R.K. Silbereisen & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie. Ein Handbuch in Schlüsselbegriffen* (S. 201-212). München: Urban & Schwarzenberg.
- Montada, L. (1983). Voreingenommenheiten im Urteilen über Schuld und Verantwortlichkeit. In L. Montada, K. Reusser & G. Steiner (Hrsg.), *Kognition und Handeln* (S. 165-168). Stuttgart: Klett-Cotta.
- Montada, L. (1983). Verantwortlichkeit und das Menschenbild in der Psychologie. In G. Jüttemann (Hrsg.), *Psychologie in der Veränderung* (S. 162-188). Weinheim: Beltz.
- Schmitt, M., Montada, L. & Dalbert, C. (1985). Zur Vorhersage von Hilfeleistungen erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber. In D. Albert (Hrsg.), *Bericht über den 34. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Wien 1984* (Band 1, S. 435-438). Göttingen: Hogrefe.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1985). Drei Wege zu mehr Konsistenz in der Selbstbeschreibung: Theoriepräzisierung, Korrespondenzbildung und Datenaggregation. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 6, 147-159.
- Montada, L., Dalbert, C., Reichle, B. & Schmitt, M. (1986). Urteile über Gerechtigkeit, "Existentielle Schuld" und Strategien der Schuldabwehr. In F. Oser, W. Althof & D. Garz (Hrsg.), *Moralische Zugänge zum Menschen - Zugänge zum moralischen Menschen* (S. 205-225). München: Peter Kindt Verlag.
- Montada, L., Schmitt, M. & Dalbert, C. (1986). Thinking about justice and dealing with one's own privileges: A study of existential guilt. In H.W. Bierhoff, R. Cohen, & J. Greenberg (Eds.), *Justice in social relations* (pp. 125-143). New York: Plenum Press.
- Montada, L. (1986). Vom Werden der Moral. Wann wir wissen, was gut und böse ist. In P. Fischer & F. Kubli (Hrsg.), *Das Erwachen der Intelligenz* (S. 45-56). Berlin: Schering.
- Dalbert, C. & Schmitt, M. (1986). Einige Anmerkungen und Beispiele zur Formulierung und Prüfung von Moderatorhypothesen. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 7, 29-43.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1986). Personale Normen und prosoziales Handeln: Kritische Anmerkungen und eine empirische Untersuchung zum Modell von S.H. SCHWARTZ. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 17, 40-49.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1986). Prosoziale Leistungen erwachsener Töchter gegenüber ihren Müttern: Unterschiede in den Bedingungen von Absicht und Ausführung. *Psychologische Beiträge*, 28, 139-163.
- Bartussek, D. & Schmitt, M. (1986). Die Abhängigkeit des evozierten EEG-Potentials von Reizbedeutung, Extraversion und Neurotizismus. Eine Untersuchung zur Extraversionstheorie von J.A. Gray. *Trierer Psychologische Berichte*, 13, Heft 8.
- Dalbert, C. (1987). *Ein Veränderungsmodell prosozialer Handlungen. Leistungen erwachsener Töchter für ihre Mütter*. Regensburg: Roderer.
- Dalbert, C. (1987). Einige Anmerkungen zur Verwendung unterschiedlicher Veränderungskriterien. *Psychologische Beiträge*, 29, 423-438.
- Dalbert, C., Montada, L. & Schmitt, M. (1987). Glaube an eine gerechte Welt als Motiv: Validierungskorrelate zweier Skalen. *Psychologische Beiträge*, 29, 596-615.
- Steyer, R. & Schmitt, M.J. (1987). Psychometric theory of persons-in-situations: Definitions of consistency, specificity and reliability, and the effects of aggregation. *Trierer Psychologische Berichte*, 14, Heft 3.
- Montada, L., Schneider, A. & Reichle, B. (1988). Emotionen und Hilfsbereitschaft. In H.W. Bierhoff & L. Montada (Hrsg.), *Altruismus - Bedingungen der Hilfsbereitschaft* (S. 130-153). Göttingen: Hogrefe.
- Montada, L., Dalbert, C. & Schmitt, M. (1988). Ist prosoziales Handeln im Kontext Familie abhängig von situationalen, personalen oder systemischen Faktoren? In H.W. Bierhoff & L. Montada (Hrsg.), *Altruismus - Bedingungen der Hilfsbereitschaft* (S. 179-205). Göttingen: Hogrefe.
- Montada, L. (1988). Die Bewältigung von 'Schicksalsschlägen' - erlebte Ungerechtigkeit und wahrgenommene Verantwortlichkeit. *Schweizerische Zeitschrift für Psychologie*, 47, 203-216.
- Montada, L., Dalbert, C. & Schmitt, M. (1988). Wahrgenommener Handlungsspielraum und emotionale Reaktionen gegenüber Benachteiligten. In G. Krampen (Hrsg.), *Diagnostik von Kausalattributionen und Kontrollüberzeugungen* (S. 119-126). Göttingen: Hogrefe.
- Montada, L. (1988). Verantwortlichkeitsattribution und ihre Wirkung im Sport. *Psychologie und Sport*, 20, 13-39.
- Montada, L. & Boll, T. (1988). Auflösung und Dämpfung von Feindseligkeit. *Untersuchungen des Psychologischen Dienstes der Bundeswehr*, 23, 43-144.
- Montada, L., Dalbert, C. & Steyer, R. (1988). Die konzeptuelle Differenzierung zwischen Emotionen mit Hilfe von Strukturgleichungsmodellen: Existentielle Schuld und Mitleid. *Psychologische Beiträge*, 31, 541 - 555.
- Maes, J. & Montada, L. (1989). Verantwortlichkeit für "Schicksalsschläge": Eine Pilotstudie. *Psychologische Beiträge*, 31, 107 - 124.

- Montada, L. (1989). Sozialisation zu Pflicht und Gehorsam. *Politicum*, 42, 16-21.
- Montada, L. (1989). Bildung der Gefühle? *Zeitschrift für Pädagogik*, 35, 294-312.
- Montada, L. (1989). Strafwirküberlegungen aus psychologischer Sicht. In C. Pfeiffer & M. Oswald (Hrsg.), *Strafzumessung - Empirische Forschung und Strafrechtsdogmatik im Dialog* (S. 261-268). Stuttgart: Enke-Verlag.
- Schmitt, M. (1989). Ipsative Konsistenz (Kohärenz) als Profilähnlichkeit. *Trierer Psychologische Berichte*, 16, Heft 2.
- Schmitt, M., Bäuerle, C., Dohmke, E., Eckmann, J., Ganseforth, A., Gartelmann, A., Mosthaf, U., Siebert, G. & Wiedemann, R. (1989). Zur Differenzierung von Existentieller Schuld und Mitleid über Verantwortlichkeitsinduktion: Ein Filmexperiment. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie*, 36, 274-291.
- Montada, L. & Schneider, A. (1989). Justice and emotional reactions to the disadvantaged. *Social Justice Research*, 3, 313-344.
- Schmitt, M. (1990). Further evidence on the invalidity of self-reported consistency. In P.J.D. Drenth, J.A. Sergeant & R.J. Takens (Eds.), *European perspectives in psychology* (Vol. 1, pp. 57-68). New York: Wiley.
- Schmitt, M. (1990). *Konsistenz als Persönlichkeitseigenschaft? Moderatorvariablen in der Persönlichkeits- und Einstellungsforschung*. Berlin: Springer.
- Steyer, R. & Schmitt, M. (1990). The effects of aggregation across and within occasions on consistency, specificity, and reliability. *Methodika*, 4, 58-94.
- Steyer, R. & Schmitt, M. (1990). Latent state-trait models in attitude research. *Quality and Quantity*, 24, 427-445.
- Schmitt, M. & Steyer, R. (1990). Beyond intuition and classical test theory: A reply to Epstein. *Methodika*, 4, 101-107.
- Schmitt, M. (1990). Zur (mangelnden) Konstruktvalidität von Konsistenz-Selbsteinschätzungen. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 11, 149-166.
- Montada, L., Schmitt, M. & Dalbert, C. (1991). Prosocial commitments in the family: Situational, personality, and systemic factors. In L. Montada & H.W. Bierhoff (Eds.), *Altruism in social systems* (pp. 177-203). Toronto: Hogrefe.
- Montada, L. & Schneider, A. (1991). Justice and prosocial commitments. In L. Montada & H.W. Bierhoff (Eds.), *Altruism in social systems* (pp. 58-81). Toronto: Hogrefe.
- Schmitt, M. (1991). Differentielle differentielle Psychologie: Ursachen individueller Konsistenzunterschiede und Probleme der Moderatorforschung. *Trierer Psychologische Berichte*, 18, Heft 2.
- Schmitt, M. (1991). Beauty is not always talent: Untersuchungen zum Verschwinden des Halo-Effekts. *Trierer Psychologische Berichte*, 18, Heft 10.
- Schmitt, M., Kilders, M., Möhle, A., Müller, L., Prengle, A., Rabenberg, H., Schott, F., Stolz, J., Suda, U., Williams, M. & Zimmermann, G. (1991). Gerechte-Welt-Glaube, Gewinn und Verlust: Rechtfertigung oder ausgleichende Gerechtigkeit? *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 22, 37-45.
- Schmitt, M. (1991). Zur Differenzierung des Eigenschaftsmodells durch Moderatorstrukturen: Bestandsaufnahme, Probleme, Perspektiven. In D. Frey (Hrsg.), *Bericht über den 37. Kongress der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Kiel 1990* (Band 2, S. 429-434). Göttingen: Hogrefe.
- Schmitt, M. (1991). Ungerechtes Schicksal und Personbewertung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 22, 208-210.
- Schmitt, M., Hoser, K. & Schwenkmezger, P. (1991). Schadensverantwortlichkeit und Ärger. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie*, 38, 634-647.
- Schmitt, M., Montada, L. & Dalbert, C. (1991). Struktur und Funktion der Verantwortlichkeitsabwehr. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 11, 203-214.
- Montada, L. (1991). Life stress, injustice, and the question "Who is responsible?". In: H. Steensma & R. Vermunt (Eds.), *Social justice in human relations* (Vol. 2, pp. 9 - 30). New York: Plenum Press.
- Montada, L. (1992). Predicting prosocial commitment in different social contexts. In P.M. Oliner, S.P. Oliner, L. Baron, L.A. Blum, D.L. Krebs & M.Z. Smolenska (Eds.), *Embracing the other: Philosophical, psychological and historical perspectives* (pp. 226 - 252). New York: New York University Press.
- Montada, L. (1992). Attribution of responsibility for losses and perceived injustice. In L. Montada, S.- H. Filipp & M.J. Lerner (Eds.), *Life crises and the experience of loss in adulthood* (pp. 133 - 162). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Steyer, R., Ferring, D. & Schmitt, M. (1992). On the definition of states and traits. *Trierer Psychologische Berichte*, 19, Heft 2.

- Schmitt, M. (1992). Interindividuelle Konsistenzunterschiede als Herausforderung für die Differentielle Psychologie. *Psychologische Rundschau*, 43, 30-45.
- Schmitt, M. & Borkenau, P. (1992). The consistency of personality. In G.-V. Caprara & G.L. Van Heck (Eds.), *Modern personality psychology. Critical reviews and new directions* (pp. 29-55). New York: Harvester-Wheatsheaf.
- Schmitt, M. & Baltes-Götz, B. (1992). Common and uncommon moderator concepts: Comment on Wermuth's „Moderating Effects in Multivariate Normal Distributions“. *Methodika*, 6, 1-4.
- Montada, L. (1992). Moralische Gefühle. In W. Edelstein, G. Nunner-Winkler & G. Noam (Hrsg.), *Moral und Person* (S. 259-277). Frankfurt: Suhrkamp.
- Steyer, R., Ferring, D. & Schmitt, M. (1992). States and traits in psychological assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 2, 79-98.
- Montada, L. (1992). Eine Pädagogische Psychologie der Gefühle. Kognitionen und die Steuerung erlebter Emotionen. In H. Mandl, M. Dreher & H.- J. Kornadt (Hrsg.), *Entwicklung und Denken im kulturellen Kontext* (S. 229 - 249). Göttingen: Hogrefe.
- Dalbert, C., Fisch, U. & Montada, L. (1992). Is inequality unjust? Evaluating women's career chances. *European Review of Applied Psychology*, 42, 11-17.
- Schmitt, M. (1992). Schönheit und Talent: Untersuchungen zum Verschwinden des Halo-Effekts. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie*, 39, 475-492.
- Hoser, K., Schmitt, M. & Schwenkmezger, P. (1992). Verantwortlichkeit und Ärger. In V. Hodapp & P. Schwenkmezger (Hrsg.), *Ärger und Ärgerausdruck* (S. 143-168). Bern: Huber.
- Lüken, A., Kaiser, A., Maes, J., Schmillen, A. & Winkels, R. (1992). Begabtenförderung am Gymnasium mit Schulzeitverkürzung. Ein Schulversuch des Landes Rheinland-Pfalz zur Förderung leistungsfähiger und lernwilliger Schüler und Schülerinnen. In H. Drewelow & K. Urban (Hrsg.), *Besondere Begabungen - spezielle Schulen? Beiträge zur wissenschaftlichen Arbeitstagung vom 23.-25. April 1992 in Rostock* (S. 53-59). Rostock: Universität Rostock.
- Kaiser, A., Lüken, A., Maes, J., Schmillen, A., Winkels, R. & Kaiser, R. (1992). *Schulversuch "Begabtenförderung am Gymnasium mit Verkürzung der Schulzeit" des Ministeriums für Bildung und Kultur Rheinland-Pfalz. Zwischenbericht der wissenschaftlichen Begleitung*. Trier: Forschungsstelle Begys.
- Maes, J. (1993). Bibliothherapie: Wirksam und erforschbar. *Fremde Verse*, 3(1), 10-11.
- Schmitt, M. & Steyer, R. (1993). A latent state-trait model for social desirability. In R. Steyer, K.F. Wender, & K.F. Widaman (Eds.), *Proceedings of the 7th European Meeting of the Psychometric Society in Trier* (pp. 463-468). Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.
- Montada, L. (1993). Victimization by critical life events. In W. Bilsky, C. Pfeiffer, & P. Wetzels (Eds.), *Fear of crime and criminal victimization* (pp. 83-98). Stuttgart: Enke.
- Montada, L. (1993). Understanding oughts by assessing moral reasoning or moral emotions. In G. Noam & T. Wren (Eds.), *The moral self* (pp. 292-309). Boston: MIT-Press.
- Schmitt, M. & Steyer, R. (1993). A latent state-trait model (not only) for social desirability. *Personality and Individual Differences*, 14, 519-529.
- Janetzko, E. & Schmitt, M. (1993). Verantwortlichkeits- und Schuldzuschreibungen bei Ost- und Westdeutschen. *Report Psychologie*, 18(9), 18-27.
- Montada, L. (1993). Umverteilungen nach der Vereinigung: Über den Bedarf an Psychologie nach dem Beitritt der ehemaligen DDR zur Bundesrepublik. In G. Trommsdorf (Hrsg.), *Psychologische Aspekte des sozio-politischen Wandels in Ostdeutschland* (pp. 50-62). Berlin: de Gruyter.
- Schmitt, M. & Janetzko, E. (1993). Verantwortlichkeitsüberzeugungen bei Ost- und Westdeutschen. In G. Trommsdorff (Hrsg.), *Psychologische Aspekte des sozio-politischen Wandels in Ostdeutschland* (S. 169-179). Berlin: de Gruyter.
- Dalbert, C. & Schmitt, M. (1993). Kriterien, Perspektiven und Konsequenzen von Gerechtigkeitsurteilen. In L. Montada (Hrsg.), *Bericht über den 38. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Trier 1992* (Band 2, S. 858-860). Göttingen: Hogrefe.
- Schmitt, M. & Dalbert, C. (1993). Gerechtigkeitsbedrohliche Lebensereignisse. In L. Montada (Hrsg.), *Bericht über den 38. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Trier 1992* (Band 2, S. 951-954). Göttingen: Hogrefe.
- Montada, L. (1993). Fallen der Gerechtigkeit: Probleme der Umverteilung von West nach Ost. In L. Montada (Hrsg.), *Bericht über den 38. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Trier 1992* (Band 2, S. 31-48). Göttingen: Hogrefe.

- Schmitt, M., Schwartz, S.H., Steyer, R., & Schmitt, T. (1993). Measurement models for the Schwartz Values Inventory. *European Journal of Psychological Assessment, 9*, 107-121.
- Bartussek, D. & Schmitt, M. (1993). Persönlichkeit. In A. Schorr (Hrsg.), *Handwörterbuch der Angewandten Psychologie* (S. 502-507). Bonn: Deutscher Psychologen Verlag.
- Schmal, A. (1993). *Problemgruppen oder Reserven für den Arbeitsmarkt. Ältere Arbeitnehmer, ausländische Jugendliche, Berufsrückkehrerinnen und arbeitslose Akademiker*. Frankfurt: Campus.
- Schmitt, M. (1993). Handlung als Synthese von Person und Situation: Lehren aus der Konsistenzkontroverse. *Zeitschrift für Sozialpsychologie, 24*, 71-75 [Rezension von: Krahe, B. (1992). *Personality and Social Psychology. Towards a Synthesis*. London: Sage.].
- Montada, L. (Hrsg.) (1994). *Arbeitslosigkeit und soziale Gerechtigkeit*. Frankfurt: Campus.
- Montada, L. (1994). Arbeitslosigkeit ein Gerechtigkeitsproblem? In L. Montada (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und soziale Gerechtigkeit* (S. 53-86). Frankfurt: Campus.
- Schmal, A. (1994). Ungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt zwischen Bevölkerungsgruppen und Regionen. In L. Montada (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und soziale Gerechtigkeit* (S. 87-106). Frankfurt: Campus.
- Maes, J. (1994). Blaming the victim - belief in control or belief in justice? *Social Justice Research, 7*, 69-90.
- Montada, L. (1994). Maßnahmen gegen Arbeitslosigkeit: Bewertungen unter Gerechtigkeitsaspekten. In L. Montada (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und soziale Gerechtigkeit* (S. 264-281). Frankfurt: Campus.
- Reichle, B. (1994). *Die Geburt des ersten Kindes - eine Herausforderung für die Partnerschaft. Verarbeitung und Folgen einer einschneidenden Lebensveränderung*. Bielefeld: Kleine.
- Reichle, B. (1994). Die Zuschreibung von Verantwortlichkeit für negative Ereignisse in Partnerschaften: Ein Modell und erste empirische Befunde. *Zeitschrift für Sozialpsychologie, 25*, 227-237.
- Reichle, B. & Montada, L. (1994). Problems with the transition to parenthood: Perceived responsibility for restrictions and losses and the experience of injustice. In M.J. Lerner & G. Mikula (Eds.), *Entitlement and the affectional bond. Justice in Close Relationships* (pp. 205-228). New York: Plenum Press.
- Montada, L. (1994). Problems and crises in human development. In T. Husén & T.N. Postlethwaite (Eds.), *International encyclopedia of education* (Vol. 8, pp. 4715-4719). London: Pergamon.
- Montada, L. (1994). Die Sozialisation von Moral. In K.A. Schneewind (Hrsg.), *Enzyklopädie der Psychologie. Psychologie der Erziehung und Sozialisation* (S. 315-344). Göttingen: Hogrefe.
- Kaiser, A., Lüken, A., Maes, J. & Winkels, R. (1994). Schulzeitverkürzung - Auf der Suche nach dem bildungspolitischen Kompromiß. *Grundlagen der Weiterbildung. Zeitschrift für Weiterbildung und Bildungspolitik im In- und Ausland, 5*, 219-223.
- Schmitt, M. (1994). Gerechtigkeit. In M. Hockel, W. Molt & L. von Rosenstiel (Hrsg.), *Handbuch der Angewandten Psychologie* (Kapitel VII - 10). München: ecomed.
- Montada, L. (1994). Injustice in harm and loss. *Social Justice Research, 7*, 5-28.
- Kals, E. (1994). Straßenverkehr und Umweltschutz: Die ökologische Verantwortung des Bürgers. In A. Flade (Hrsg.), *Mobilitätsverhalten - Bedingungen und Veränderungsmöglichkeiten aus umweltsychologischer Sicht* (S. 255-266). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Kals, E. & Montada, L. (1994). Umweltschutz und die Verantwortung der Bürger. *Zeitschrift für Sozialpsychologie, 25*, 326-337.
- Montada, L. (1995). Applying Social Psychology: The case of redistributions in unified Germany. *Social Justice Research, 8*, 73-90.
- Montada, L. (1995). Bewältigung von Ungerechtigkeiten in erlittenen Verlusten. *Report Psychologie, 20(2)*, 14-26.
- Schmitt, M., Schick, A. & Becker, J.H. (1995). Subjective quality and subjective wearing comfort of running shoes. *Trierer Psychologische Berichte, 22*, Heft 2.
- Montada, L. (1995). Gerechtigkeitsprobleme bei Umverteilungen im vereinigten Deutschland. In H.-P. Müller & B. Wegener (Hrsg.), *Soziale Ungleichheit und soziale Gerechtigkeit* (S. 313-333). Opladen: Leske & Budrich.
- Schmitt, M., Falkenau, K. & Montada, L. (1995). Zur Messung von Eifersucht über stellvertretende Emotionsbegriffe und zur Bereichsspezifität der Eifersuchtsneigung. *Diagnostica, 41*, 131-149.
- Montada, L. (1995). Fragen, Konzepte, Perspektiven. In R. Oerter & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie* (S. 1-83). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Montada, L. (1995). Die geistige Entwicklung aus der Sicht Jean Piagets. In R. Oerter & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie* (S. 518-560). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Montada, L. (1995). Moralische Entwicklung und moralische Sozialisation. In R. Oerter & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie* (S. 862-894). Weinheim: Psychologie Verlags Union.

- Montada, L. (1995). Entwicklungspsychologie und Anwendungspraxis. In R. Oerter & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie* (S. 895-928). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Montada, L. (1995). Delinquenz. In R. Oerter & L. Montada (Hrsg.), *Entwicklungspsychologie* (S. 1024-1036). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Schick, A., Schmitt, M., & Becker, J.H. (1995). Subjektive Beurteilung der Qualität von Laufschuhen. *Psychologie und Sport*, 2, 46-56.
- Montada, L. (1995). Machen Gebrechlichkeit und chronische Krankheit produktives Altern unmöglich? In Baltes, M.M. & Montada, L. (Hrsg.). (1995). *Produktives Leben im Alter* (S. 382-392). Frankfurt: Campus.
- Montada, L. & Kals, E. (1995). Perceived justice of ecological policy and proenvironmental commitments. *Social Justice Research*, 8, 305-327.
- Montada, L., Becker, J., Schoepflin, U. & Baltes, P.B. (1995). Die internationale Rezeption der deutschen Psychologie. *Psychologische Rundschau*, 46, 186-199.
- Schmitt, M. (1995). Politische Legitimation und kollektives Selbstwertgefühl durch Propaganda. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 26, 119-121 [Rezension von: Gibas, M. & Schindelbeck, D. (Hrsg.) (1994). *"Die Heimat hat sich schön gemacht ..."* (Comparativ - Leipziger Beiträge zur Universalgeschichte und vergleichenden Gesellschaftsforschung, Band 4, Heft 3). Leipzig: Leipziger Universitätsverlag.].
- Montada, L. & Oerter, R. (Hrsg.). (1995). *Entwicklungspsychologie*. Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Baltes, M.M. & Montada, L. (Hrsg.). (1995). *Produktives Leben im Alter*. Frankfurt: Campus.
- Reichle, B. (1995). Lastenverteilung als Gerechtigkeitsproblem: Umverteilungen nach der Geburt des ersten Kindes und ihre Folgen. In Zentrum für Gerechtigkeitsforschung an der Universität Potsdam (Hrsg.), *Auseinandersetzung mit Verlusterfahrungen* (S. 145-155). Potsdam: Zentrum fuer Gerechtigkeitsforschung an der Universität Potsdam.
- Kals, E. (1995). Umwelt- und gesundheitsrelevantes Verhalten: Ein Vergleich der motivationalen Grundlagen. In A. Keul (Hrsg.), *Menschliches Wohlbefinden in der Stadt* (S. 43-68). Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Montada, L. & Reichle, B. (1995). Kritische Lebensereignisse: Wirkungen und Bewältigungsversuche bei erlebter Ungerechtigkeit. In K. Pawlik (Hrsg.), *Bericht über den 39. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Hamburg 1994* (S. 830-831). Göttingen: Hogrefe.
- Kals, E. (1995). Wird Umweltschutz als Schutz der eigenen Gesundheit verstanden? *Zeitschrift für Gesundheitspsychologie*, 3, 114-134.
- Dalbert, C. & Schmitt, M. (1995). Antezedenzen und Konsequenzen gerechtigkeithematischer Kognitionen. In K. Pawlik (Hrsg.), *Bericht über den 39. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Hamburg 1994* (S. 774-775). Göttingen: Hogrefe.
- Kals, E. (1995). Promotion of proecological behavior to enhance quality of life. In J. Rodriguez-Marin (Ed.), *Health psychology and quality of life research* (pp. 190-203). Alicante: University of Alicante & Sociedad Valenciana de Psicologia Social.
- Montada, L. (1995). Empirische Gerechtigkeitsforschung. In Berlin-Brandenburgische Akademie der Wissenschaften (Hrsg.), *Berichte und Abhandlungen* (Bd. 1, S. 67-85). Berlin: Akademie Verlag.
- Schmitt, M., Neumann, R. & Montada, L. (1995). Dispositional sensitivity to befallen injustice. *Social Justice Research*, 8, 385-407.
- Kals, E. & Odenthal, D. (1996). Über die Motive von Entscheidungen für konventionelle oder kontrolliert-biologische Nahrungsmittel. *Zeitschrift für Gesundheitspsychologie*, 4, 37-54.
- Kals, E. (1996). *Verantwortliches Umweltverhalten*. Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Schmitt, M. (1996). Individual differences in sensitivity to befallen injustice. *Personality and Individual Differences*, 21, 3-20.
- Montada, L. & Lerner, M.J. (1996). *Societal concerns about justice*. New York: Plenum.
- Niehaus, M. & Montada, L. (1996). *Behinderte in der Arbeitswelt: Wege aus dem Abseits*. Frankfurt/M.: Campus.
- Kals, E. (1996). Are proenvironmental commitments motivated by health concerns or by perceived justice? In L. Montada & M. Lerner (Eds.), *Current societal concerns about justice* (pp. 231-258). New York: Plenum Press.
- Reichle, B. (1996). From is to ought and the kitchen sink: On the justice of distributions in close relationships. In L. Montada & M.J. Lerner (Eds.), *Current societal concerns about justice* (pp. 103-135). New York: Plenum.
- Kals, E. (1996). Umweltschutz und potentiell konkurrierende Werte. In M. Zimmer (Hrsg.), *Von der Kunst, umweltgerecht zu planen und zu handeln* (Tagungsband, S. 238-240). Tübingen: Internationale Erich-Fromm Gesellschaft.

- Reichle, B. (1996). Der Traditionalisierungseffekt beim Übergang zur Elternschaft. *Zeitschrift für Frauenforschung*, 14,
- Kals, E. (1996). Motieven voor preventief en riskant gezondheidsgedrag ten aanzien van kanker (Motives of cancer preventive and health risk behaviors). *Gedrag & Gezondheid*, 24, 384-391.
- Kaiser, A., & Maes, J. (1997). Situation in Regel- und Projektklassen. In Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Weiterbildung Rheinland-Pfalz (Hrsg.), *Entwicklung und Erprobung von Modellen der Begabtenförderung am Gymnasium mit Verkürzung der Schulzeit: Abschlußbericht* (S. 75-86). Mainz: Hase & Koehler.
- Maes, J. (1997). FEES - Die Fragebögen zur Erfassung der Einstellung zum Schulversuch. In Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Weiterbildung Rheinland-Pfalz (Hrsg.), *Entwicklung und Erprobung von Modellen der Begabtenförderung am Gymnasium mit Verkürzung der Schulzeit: Abschlußbericht* (S. 34-50). Mainz: Hase & Koehler.
- Maes, J. (1997). Gerechtigkeit: Ein Kriterium zur Bewertung des Modellversuchs. In Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Weiterbildung Rheinland-Pfalz (Hrsg.), *Entwicklung und Erprobung von Modellen der Begabtenförderung am Gymnasium mit Verkürzung der Schulzeit: Abschlußbericht* (S. 175-189). Mainz: Hase & Koehler.
- Maes, J. (1997). Nicht-kognitive Persönlichkeitsmerkmale. In Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Weiterbildung Rheinland-Pfalz (Hrsg.), *Entwicklung und Erprobung von Modellen der Begabtenförderung am Gymnasium mit Verkürzung der Schulzeit: Abschlußbericht* (S. 89-103). Mainz: Hase & Koehler.
- Montada, L. (1997). Gerechtigkeitsansprüche und Ungerechtigkeitserleben in den neuen Bundesländern. In: W.R. Heinz & S.E. Hormuth (Hrsg.), *Arbeit und Gerechtigkeit im ostdeutschen Transformationsprozeß* (S. 231-274). Opladen: Leske + Budrich.
- Schmitt, M., Barbacsy, R. & Wunsch, U. (1997). Selbstbeteiligung bei Versicherungsfällen - gerechtigkeitspsychologisch betrachtet. *Report Psychologie*, 22(1), 44-59.