

Dalbert, C.

Der Glaube an eine gerechte Welt: Zur Güte einer deutschen Version der Skala von RUBIN & PEPLAU.

P.I.V. - Bericht Nr. 3

1.	Einführung	1
2.	Die Gerechte-Welt-Skala	2
3.	Erste Untersuchung.....	4
3.1	Item- und Skalenstatistiken	4
3.2	Faktorisierung der Skala ..	4
4.	Zweite Untersuchung.....	6
4.1	Item- und Skalenstatistiken	6
4.2	Faktorisierung der Skala... ..	7
4.3	Item- und Skalenstatistiken der Subskala	8
5.	Dritte Untersuchung.....	9
5.1	Item- und Skalenstatistiken	10
	Literatur	11
	Anhang	

1 . Einführung

Die vorliegende Arbeit entstand in ihren neueren Teilen im Rahmen des Forschungsprojektes "Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld".

Im Alltag wie im Experiment, läßt sich leicht beobachten, daß Vorgänge häufig auch dann noch als gerecht, als verdient interpretiert werden, wenn dies offenkundig nicht der Fall ist. Der Lottogewinner hat hart gearbeitet, der Arme ist dumm oder der Schöne empfindsam; das Opfer einer Beziehung wird häufig geleugnet, wie LERNER und Kollegen (zusammenfassend LERNER 19 70) in verschiedenen Laborexperimenten zeigen konnten. Für viele Menschen scheint es sehr wichtig zu glauben, in einer Welt zu leben, in der jeder bekommt, was er verdient. Sieht die Person keine Möglichkeit, Ungerechtigkeit zu verhindern oder Gerechtigkeit wieder herzustellen, kann der Glaube an die Welt als rechtem Ort als Fiktion aufrecht erhalten werden. Diese Fiktion scheint häufig weniger schmerzhaft, als das Wissen um Ungerechtigkeit zu ertragen und so Kontrollverluste zu erleiden. LERNER (1977) spricht von der Entwicklung eines Gerechtigkeitsmotivs .

Die Ausführung der durch dieses Motiv initiierten Handlungen wird durch die jeweilige Situation mitbestimmt. So konnte etwa gezeigt werden, daß es einem Beobachter einer ungerechten Handlung immer dann leichter fällt, diese Ungerechtigkeit zu konstatieren, wenn er die Möglichkeit sieht, Gerechtigkeit wieder herzustellen (z.B. LERNER & SIMMONS 1966). Dies gilt gleichfalls für Ausbeuter und Opfer einer Beziehung. Die Möglichkeiten zur Wiederherstellung von Gerechtigkeit sind vielfältig wie WALSTER, BERSCHIED & WALSTER (1970) aufweisen; so kann beispielsweise der Nutznießer einer ungerechten Verteilung das Leid des Ausgebeuteten herunterspielen oder die Verantwortung für die Tat leugnen, der Ausgebeutete selber kann etwa die Tat des Ausbeuters entschuldigen oder Vergeltung ankündigen (zum Überblick über die just-world-Forschung siehe LERNER 1980).

Aber auch die Interaktion zwischen dem von LERNER postulierten Gerechtigkeitsmotiv und Situationseinflüssen erklärt nicht

die ganze Palette vorfindbarer Reaktionen auf Ungerechtigkeiten. Nicht alle Menschen verleugnen Ungerechtigkeiten, die ihnen selbst oder anderen widerfahren, wenn sie sie nicht sofort beseitigen können. Wir erleben, daß sich einzelne Bürger - häufig ohne Kosten und Mühen zu scheuen - für anonyme Fremde einsetzen, ohne daß sie mit Dankbarkeit oder anderem persönlichen Nutzen rechnen können. Hier ist z.B. an die Mitglieder von Amnesty International zu denken. Aber wir wissen bisher wenig über das Erleben von Verantwortlichkeit und Schuld gegenüber anonymen Fremden, über dessen Korrelate, Entstehungs- und Veränderungsbedingungen.

Die just-world-Forschung legt die Annahme nahe, daß erlebte Verantwortlichkeit für anonyme Fremde negativ korreliert mit dem Glauben an eine gerechte Welt (MONTADA 1981). Soll diese Annahme im Rahmen des Projektes einer Prüfung unterzogen werden, wird hierzu ein Instrument benötigt, das verlässlich über interindividuelle Unterschiede bezüglich des Ausmaßes, an eine gerechte Welt zu glauben, Auskunft gibt.

2. Die Gerechte-Welt-Skala

Zur Erfassung interindividuell unterschiedlicher Ausprägungen des Glaubens an die Gerechtigkeit entwickelten RUBIN & PEPLAU (1975) die "Just-World-Scale". Nicht berücksichtigt werden hier intraindividuelle Unterschiede, etwa in Form bereichsspezifisch gebundener Überzeugungen. Dieser schriftlich zu bearbeitende Fragebogen umfaßt 20 Statements, zu denen auf einer 6-Punkte-Skala der Grad der Zustimmung bzw. Ablehnung geäußert werden kann (siehe Anhang 1). Die Items beschreiben global Gerechtigkeit in der Welt, gerechte und ungerechte Verteilung von Belohnung und Bestrafung aus verschiedenen Bereichen wie Gesundheit, Familie, Schule, Politik und Justiz. An einer Stichprobe von 90 männlichen und 90 weiblichen Studenten ermittelten sie einen mittleren Itemmittelwert von 3.08 (1 bedeutet totale Ablehnung des Glaubens an eine gerechte Welt). Das entspricht einem Skalenmittelwert von 61.6. Die Autoren geben als Maßstab für die Reliabilität der Skala den internen Konsistenzkoeffizienten mit $\alpha = .80$ an. Kennwerte wie Itemvarianz, Skalenvarianz und Iteminterkorrelation werden nicht berichtet. Andere Autoren

(MERRIFIELD & TIMPE 1973, in RUBIN & PEPLAU) haben mit einer revidierten Fassung der Skala – mit 26 Items – an einer Stichprobe von 35 männlichen und 37 weiblichen Studenten einen etwas höheren mittleren Itemmittelwert von 3.79 ermittelt, also eine etwas stärkere Tendenz in Richtung auf einen Glauben an eine gerechte Welt. Der Alpha-Koeffizient liegt hier bei .81. RUBIN & PEPLAU schließen aus diesen beiden, relativ hohen Konsistenzkoeffizienten, daß sich mit ihrer Skala – trotz der inhaltlich heterogenen Items – ein globaler Glaube an eine gerechte Welt erfassen läßt. Erste Untersuchungen zur Konstruktvalidität der "Just-World-Scale" sind vielversprechend; beispielsweise sind Personen mit einem ausgeprägten Glauben an eine gerechte Welt eher bereit, das Opfer eines Verbrechens zu beschuldigen (ZUCKERMANN et al. 1974, in RUBIN & PEPLAU). RUBIN & PEPLAU sehen die Entwicklung dieses Glaubens eng verbunden mit der Internalisierung kulturspezifischer Normen. So berichten sie etwa signifikante Korrelationen zwischen der Just-World-Scale und verschiedenen Autoritarismus-Skalen, der Protestant-Ethic-Scale (MIRELS & GARETT 1971) und ROTTERS (1967) Interpersonal-Trust-Scale.

Im folgenden werden erste Kennwerte einer deutschsprachigen Skala zur Quantifizierung des Glaubens an eine gerechte Welt berichtet. Diese Skala wurde auf der Grundlage der englischsprachigen 20-Item-Version von RUBIN & PEPLAU (1975) entwickelt.

Die 20 Items der Skala von RUBIN & PEPLAU wurden ins Deutsche übersetzt. Die Items thematisieren die oben erwähnten Gerechtigkeitsbereiche und beinhalten verschiedene Kombinationen von Handlungen und Konsequenzen. Die Zuordnung der einzelnen Items zu Gerechtigkeitsbereichen und Handlungs-Konsequenz-Orientierungen ist Tabelle 1 zu entnehmen. Die Klassenbildung erfolgte analog zu RUBIN & PEPLAU.

hier etwa Tabelle 1 einfügen

Anders als bei RUBIN & PEPLAU werden nur zwei Antwortalternativen pro Item (ja/nein) vorgegeben. Die Polung der Items, d.h. welche Antwortalternative als Hinweis auf einen Glauben an eine gerechte Welt gewertet wird, ist ebenfalls Tabelle 1 zu ent-

nehmen. Ich werde im folgenden den Fragebogen abkürzen mit GWS (Gerechte-Welt-Skala). Der individuelle Skalenwert ergibt sich aus der Summe der im Sinne des Glaubens an die gerechte Welt beantworteten Items. Der minimale Skalenwert beträgt 0 (kein Glaube an die gerechte Welt), der maximale Skalenwert 20 (extrem stark ausgeprägter Glaube an die gerechte Welt).

3. Erste Untersuchung

1

Die GWS wurde 124 Wehrdienstleistenden im Alter von 18 - 24 Jahren ($M = 19.5$) vorgelegt. 88.3% der Probanden besitzen den Hauptschulabschluß. 113 füllten die Skala vollständig aus.

3.1 Item- und Skalenstatistik

Die Skalenwerte spannen von 2 - 17. Der Skalenmittelwert beträgt $M = 8.97$, der Median $M_d = 9$, die Varianz der Skalenwerte $s_x^2 = 9.44$. Die Testhalbierungsreliabilität (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .64$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt lediglich $\text{Alpha} = .59$ und ist damit deutlich niedriger als der mit der englischsprachigen Version von RUBIN & PEPLAU an einer amerikanischen Stichprobe ermittelte Wert.

Tabelle 2 gibt die Polung der Items, die Schwierigkeitskoeffizienten, die Trennschärfekoeffizienten und die Varianz der 20 Items wieder.

hier etwa Tabelle 2 einfügen

3.2 Faktorisierung der Skala

Die niedrigen Trennschärfekoeffizienten der Items sowie die mäßige interne Konsistenz und Testhalbierungsreliabilität der Skala lassen vermuten, daß die Skala kein eindimensionales Konstrukt erfaßt, sondern daß es sich bei dem Glauben an eine gerechte Welt um bereichsspezifische Überzeugungen/Kognitionen zu handeln scheint.

Die Untersuchung wurde mit Genehmigung des BMVg durchgeführt. Sie ist unter der Nr. 2/61/79 registriert.

Um diese Hypothese zu prüfen, scheint eine Faktorisierung der Skala angezeigt. Allerdings birgt die Faktorisierung von 0-1-Daten eine Reihe ungelöster Probleme (vgl. GEBERT 1979, REVENSTORF 1980). Ein Hauptproblem liegt darin, daß die Iteminterkorrelation stark von der Schwierigkeit der Items abhängt. Zwei ungleich schwere Items können selbst dann nicht zu 1 korrelieren, wenn sie dieselbe latente Merkmalsdimension indizieren, d.h. eindimensional sind. Als eine Folge der durch unterschiedliche Itemschwierigkeit reduzierten Iteminterkorrelationen werden aus der Korrelationsmatrix mehr Hauptkomponenten extrahiert, als inhaltlich gerechtfertigt sind.

LIENERT (pers. Mitteilung) schlägt deshalb die Faktorisierung von YULES-Q-Koeffizienten anstatt der phi-Koeffizienten vor, obwohl der Gebrauch dieses Assoziationsmaßes nicht unumstritten ist (vgl. CLAUS & EBNER 1972, p.259 vs. LIENERT 1973, p.535).

Die Matrix der 210 Q-Koeffizienten wurde nach dem Modell der Hauptkomponentenanalyse faktorisiert. Abbildung 1 zeigt den Eigenwerteverlauf. Nach dem Scree-Test von CATTELL (1966) ist eine Zweifaktorenlösung angezeigt. Die beiden ersten Hauptkomponenten klären 39.17% der Gesamtvarianz der Items auf. Inhaltlich ergibt sich kein eindeutig zu interpretierendes Bild.

hier etwa Abbildung 1 einfügen

Bei Betrachtung der 10 höchstladenden Items zeigt sich, daß auf dem ersten Faktor solche Items laden, die eine ungerechte Welt repräsentieren, die also ungerechte Handlungskonsequenzen (= negativ gepolte Items) aufzeigen. Auf dem zweiten Faktor laden die Items, die gerechte Handlungskonsequenzen (= positiv gepolte Items) aufzeigen, also solche, die eine gerechte Welt darstellen. Tabelle 3 gibt die höchsten Ladungen auf den Faktoren wieder. Die Items sind der Größe ihrer Ladung nach geordnet. Inkonsistent ladende Items sind mit einem "(x)" gekennzeichnet.

hier etwa Tabelle 3 einfügen

Das Ergebnismuster legt die Möglichkeit eines Methoden-Artefakts wegen systematischer Fehlervarianz und -kovarianz nahe. Vermut-

lich spiegeln die Ergebnisse Schwierigkeiten einiger Probanden im Umgang mit inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Sequenzen wieder. Würden alle Probanden konsistent Schwierigkeiten mit allen negativ gepolten Items gehabt haben, würden diese keinen eigenständigen varianzstarken Faktor konstituieren, sondern zusammen mit den konsistenten Items auf einem gemeinsamen Faktor laden. Dieser dürfte dann allerdings nicht inhaltlich als generalisier-, ter Glaube an eine gerechte Welt interpretiert werden, sondern er würde generalisierte interindividuelle Unterschiede in der Zustimmung zu den Items (Ja-sage-Tendenz) abbilden. Diese Vermutung läßt sich nur über Zusammenhänge zwischen dem Antwortmuster der Versuchspersonen und einem Außenkriterium - mit dem Stellenwert einer Moderatorvariable - prüfen. Theoretisch sinnvoll als Moderatoren erscheinen z.B. Intelligenz, Sprachverständnis, Aufmerksamkeit, Wortschatz, Bildungsniveau. Es liegen lediglich Informationen zum Bildungsniveau vor. Das Bildungsniveau variiert aber nicht zwischen den Probanden. Fast alle haben Hauptschulabschluß. Deshalb kann die geäußerte Vermutung mit den Daten aus der ersten Untersuchung nicht geprüft werden.

4. Zweite Untersuchung

An der zweiten Untersuchung nahmen 135 Schüler und Schülerinnen der Berufsbildenden Schulen für Hauswirtschaft, Ernährung und Sozialwesen sowie der Berufsbildenden Schulen für Wirtschaft in Trier teil. Die Stichprobe setzte sich zusammen aus 103 Frauen (76.3%) und 38 Männern (23.0%). Das Alter reichte von 16 - 29 Jahren mit einem Mittelwert von $M = 19.9$. 55 Probanden (44.7%) haben den Hauptschulabschluß, 77 Probanden (57.0%) die Mittlere Reife oder einen vergleichbaren Schulabschluß. 124 Probanden füllten die Skala vollständig aus.

4.1 Item- und Skalenstatistiken

Die Skalenwerte spannen von 3 - 18. Der Skalenmittelwert beträgt $M = 7.80$, der Median $Md = 6$, die Varianz der Skalenwerte $s_x^2 = 8.62$. Die Testhalbierungsreliabilität (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .55$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt $\text{Alpha} = .57$. Beide Koeffizienten sind damit etwas niedriger als in der ersten Untersuchung, Ebenso ist der Skalen-

mittelwert deutlich niedriger ($M_2 = 7.80$ vs. $M_1 = 8.97$), d.h. in der zweiten Stichprobe wurden durchschnittlich weniger Antworten im Sinne eines Glaubens an eine gerechte Welt gegeben. Tabelle 4 gibt die Itemstatistiken aus dieser zweiten Erhebung wieder.

hier etwa Tabelle 4 einfügen

4.2 Faktorisierung der Skala

Die Faktorisierung der Skala wurde analog zur ersten Untersuchung vorgenommen. Abbildung 2 zeigt den Eigenwerteverlauf.

hier etwa Abbildung 2 einfügen

Nach dem Scree-Test ist hier ebenfalls eine Zweifaktorenlösung angezeigt. Die beiden ersten Hauptkomponenten klären 46.44% der Gesamtvarianz der Items auf. Das ist deutlich mehr als in der ersten Untersuchung. Tabelle 5 sind die Faktorstrukturkoeffizienten der varimaxrotierten Zweifaktorenlösung zu entnehmen.

hier etwa Tabelle 5 einfügen

Beim Vergleich mit der Lösung, die in der ersten Stichprobe gefunden wurde, fällt ein leicht verändertes Ladungsmuster auf. Jedoch ist auch hier die Tendenz sichtbar, daß auf dem ersten Faktor die Items mit gerechten Handlungskonsequenzen laden, auf dem zweiten Faktor die Items mit ungerechten Handlungskonsequenzen - allerdings negativ - laden.

Auf der Basis der Daten der Stichproben aus beiden Untersuchungen kann nun die oben geäußerte Vermutung, die Zweifaktorenlösung sei eine Folge mangelnder Fähigkeit einiger Personen, die Items mit inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen ihrer wahren Einstellung gemäß zu beantworten, unter Heranziehung des Bildungsniveaus als Moderatorvariable überprüft werden. Dazu wurden getrennte Summenwerte pro Person berechnet für einerseits die konsistenten und andererseits die inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen (= Subskalenwerte). Wenn die oben dargestellte Annahme eines Methoden-Artefakts zutrifft, müßte die Korrelation zwischen diesen beiden Teilsümmenwerten für die Probanden mit Mittlerer Reife größer sein als für diejenigen mit

Hauptschulabschluß. Korreliert wurde über die 2 52 Probanden der Gesamtstichprobe. 164 (63.3%) besitzen den Hauptschulabschluß und 88 (34.7%) die Mittlere Reife. Die Korrelation zwischen beiden Teilsummenwerten beträgt für die Hauptschüler $r = .23$ ($p = .002$) und für die Realschüler $r = .18$ ($p = .051$). Die oben geäußerte Vermutung einer Bildungsabhängigkeit der Korrelation zwischen den Subskalenwerten kann nicht aufrecht erhalten werden.

Die beiden Korrelationen sind in ihrem Absolutbetrag so gering, daß man annehmen kann, daß die Items mit konsistenten und die Items mit inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Sequenzen nicht dasselbe erfassen. Allerdings gilt dies unabhängig vom Schulabschluß der Probanden. Mindestens zwei Erklärungen für diesen Befund bieten sich an:

- (a) Ein (bildungsunabhängiger) Teil der Probanden beantwortet die umgekehrt gepolten Items nicht gemäß seinem Glauben an eine gerechte Welt, weil er die inkonsistente Handlungs-Konsequenz-Orientierung nicht versteht. Die "wahre" Moderatorvariable ist aber nicht bekannt.
- (b) Bei einem Teil der Probanden ist die Gesamtskala ein valides Instrument zur Erfassung des Glaubens an eine gerechte Welt, bei einem anderen Teil der Probanden erfaßt die Skala interindividuelle Unterschiede in der Ja-sage-Tendenz. Diese Hypothese ist insofern plausibel, als viele Items quasi als "sprichwortartige Binsenweisheiten" (vgl. Skala im Anhang) formuliert sind, die möglicherweise als solche und weitgehend inhaltsunabhängig Zustimmung finden oder nicht.

Beide Erklärungshypothesen können nicht geprüft werden, (a) weil keine weitere theoretisch sinnvoll erscheinende Moderatorvariable erhoben wurde und (b) weil kein externes Validierungskriterium herangezogen werden konnte.

4.3 Item- und Skalenstatistiken der Subskalen

Zum weiteren Einblick in die Skalenstruktur werden im folgenden die Item- und Skalenstatistiken der beiden Subskalen aufgeführt. Für die Subskala der 11 Items mit konsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen ergibt sich für die Gesamtstichprobe ein Skalenmittelwert von $M = 4.77$, die Varianz der Skalenwerte

beträgt $s_x^2 = 5.41$. Die Testhalbierungsreliabilität (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .59$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt $\text{Alpha} = .61$. Tabelle 6 gibt die Item-Statistiken dieser Teilskala für die Gesamtstichprobe wieder.

hier etwa Tabelle 6 einfügen

Für die Subskala der 9 Items mit inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen ergibt sich für die Gesamtstichprobe ein Skalenmittelwert von $M = 3.57$, die Varianz der Skalenwerte beträgt $s_x^2 = 2.75$. Die Testhalbierungsreliabilität (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .57$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt $\text{Alpha} = .43$. Tabelle 7 gibt die Item-Statistiken dieser Teilskala für die Gesamtstichprobe wieder.

hier etwa Tabelle 7 einfügen

Die Ergebnisse für die Subskala der konsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen sind vergleichbar mit den Ergebnissen der ersten und zweiten Untersuchung für die Gesamtskala. Bei den Ergebnissen für die Subskala der inkonsistenten Handlungs-Konsequenz-Orientierungen zeigt sich sowohl im Vergleich zur anderen Subskala als auch im Vergleich zu den Ergebnissen der Gesamtskala eine Abnahme der Skalenvarianz sowie eine geringere Testhalbierungsreliabilität. Dies ist ein Hinweis darauf, daß es sich hier um den weniger homogenen Teil der Skala handelt.

5. Dritte Untersuchung

Abschließend stellt sich die Frage, wie die Diskrepanz zwischen den aus Amerika stammenden und den hier gewonnenen Ergebnissen zu erklären ist. Zwei deutliche Unterschiede bestehen zwischen den beiden Datensätzen. Die amerikanischen Ergebnisse wurden an Studenten und Studentinnen gewonnen, die deutschen Daten stammen von Probanden vergleichbaren Alters, die jedoch alle nicht studierten. Desweiteren wurde der Fragebogen in den USA mit einer 6-stufigen-, Ratingskala vorgegeben, in Deutschland jedoch nur mit Alternativantwortmöglichkeiten.

Um einen Hinweis zu gewinnen, inwieweit die Diskrepanz der Ergebnisse durch einen dieser Unterschiede zu erklären ist, wurde der Fragebogen einer Gruppe von Psychologie-Studenten und -Studentinnen des 1. Semesters vorgelegt. Für einen Teil der Stichprobe war die Skala statt mit Alternativantwortmöglichkeit mit einer 6-stufigen Ratingskala versehen.

5.1 Item- und Skalenstatistiken

Für die GWS mit Alternativantwortmöglichkeit (siehe Anhang 2) ergibt sich bei 33 Psychologie-Studenten und -Studentinnen des 1. Semesters ein Skalenmittelwert von $M = 7.88$, die Varianz der Skalenwerte beträgt $s_x^2 = 6.67$. Die Testhalbierungsreliabilität, (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .56$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt $\text{Alpha} = .47$. Die Itemstatistiken sind Tabelle 8 zu entnehmen.

hier etwa Tabelle 8 einfügen

Bei der GWS mit 6-stufiger Ratingskala (siehe Anhang 3) können die Summenwerte der Skala von 20 - 120 spannen (ein Wert von 20 = starker Glaube an eine gerechte Welt; 120 = kein Glaube an die gerechte Welt). An einer Stichprobe von 48 Studenten und Studentinnen des 1. Semesters Psychologie ergibt sich ein Mittelwert von $M = 76.60$, die Varianz der Skalenwerte beträgt $s_x^2 = 54.12$. Die Testhalbierungsreliabilität (korrigiert nach Spearman-Brown) beträgt $r = .60$, der interne Konsistenzkoeffizient beträgt $\text{Alpha} = .49$. Die Itemstatistiken sind Tabelle 9 zu entnehmen.

hier etwa Tabelle 9 einfügen

Vergleicht man die Ergebnisse, die mit den beiden unterschiedlichen Antwortmöglichkeiten an dieser studentischen Stichprobe gewonnen wurden, zeigen sich keine nennenswerten Unterschiede. Im Vergleich zu den Ergebnisse, die an den beiden anderen Stichproben gewonnen wurden, zeigt sich für beide Antwortmöglichkeiten eine deutliche Abnahme der Skalenhomogenität.

Es gibt keinen Hinweis darauf, daß die Ergebnisunterschiede durch die Stichprobenszusammensetzung oder die Skalierungsmethode aufgeklärt werden können. Bis auf weiteres muß von der Verwendung der Skala in der vorliegenden Fassung abgeraten werden.

LITERATUR

- CATTELL, R-B. 19 66. The scree test for the number of factors. Multivariate Behavioral Research 1, 140 - 161.
- CLAUS, G. & EBNER, H. 1972. Grundlagen der Statistik für Psychologen, Pädagogen und Soziologen. Frankfurt/Main: Harri Deutsch.
- GEBERT, A. 1979. Über Schwierigkeitsfaktoren bei Faktorenanalysen auf Itembasis. In: ECKENSBERGER, L.H. (Ed.) Bericht über den 31. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Mannheim 1978. Grundlagen und Methoden der Psychologie Bd. 1. Göttingen: Hogrefe. p. 509 - 511.
- LERNER, M.J. 1970. The desire for justice and reactions to victims. In: MACAULAY, J. & BERKOWITZ, L. (Ed.) Altruism and helping behavior. New York: Academic Press. p.205-229.
- LERNER, M.J. 1977. The justice motive: Some hypotheses as to its origins and forms. Journal of Personality 45, 1 - 52.
- LERNER, M.J. 1980. Belief in the just world. New York: Plenum Press.
- LERNER, M.J. & SIMMONS, L. 1966. Observer's reaction to the 'innocent victim': Compassion or rejection? Journal of Personality and Social Psychology 4, 203- 210.
- LIENERT, G. 19 73. Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. Meisenheim a.G.: Anton Hain.
- MERRIFIELD, C. & TIMOE, R. 19 73. Local revisions and additions to the Just World Scale. Unpublished manuscript, Oklahoma State University.
- MIRELS, H.L. & GARETT, J.B. 1971. The Protestant ethic as a Personality variable. Journal of Consulting and Clinical Psychology 36 (1), 40-44.
- MONTADA, L. 1981. Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld. Projektantrag an die Stiftung Volkswagenwerk. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 1 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 8) .
- REVENSTORF, D. 1980. Faktorenanalyse. Stuttgart: Kohlhammer.
- ROTTER, J.B. 1967. A new scale for the measurements of interpersonal trust. Journal of Personality 35, 651 - 665.

- RUBIN, Z. & PEPLAU, A.L. 1975. Who believes in a just world?
Journal of Social Issues 31, 65 - 89. WALSTER, E.,
BERSCHEID, E. & WALSTER, G.W. 1970. The exploited:
Justice or justification. In: MACAULAY, J. & BERKOWITZ, L.
(Ed.) Altruism and helping behavior. New York: Academic
Press, p. 179 - 204. ZUCKERMAN, M. & REIS, H.T. 1978.
Comparison of three models
for predicting altruistic behavior. Journal of Personality
and Social Psychology 36, 498- 510.

Tabelle 1: Itemschlüssel der deutschen 20-Item-Version

Handlungs- Konsequenz- Orientierung	Item-Nr.	Polung	Bereich	Item-Nr.
allgemein	2, 11	ja	allgemein	1, 2, 3, 11, 13, 18, 20
H ⁺ C ⁺	3, 6, 7, 9, 14, 15	ja	Straf-Gerecht. & Kriminalität	5, 9, 10, 17, 19
H ⁻ C ⁻	12, 18, 19	ja	Familie	12, 16
H ⁻ C ⁺	1, 5, 10	nein	Gesundheit	4, 7
H ⁺ C ⁻	4, 8, 13, 16, 17, 20	nein	Politik	8, 14
			Schule	6
			Beruf	15

Anmerkung:

H⁺ = positive Handlung

H⁻ = negative Handlung

C⁺ = positive Konsequenz

C⁻ = negative Konsequenz

Tabelle 2: Teststatistische Kennwerte der GWS bei 113 Wehrdienstleistenden

Item-Nr.	Polung	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
1	nein	.45	.17	.25
2	ja	.32	.26	.22
3	ja	.45	.04	.25
4	nein	.19	.26	.15
5	nein	.70	.17	.21
6	ja	.40	.32	.24
7	ja	.43	.14	.25
8	nein	.49	.13	.25
9	ja	.66	.30	.23
10	nein	.22	.27	.18
11	ja	.46	.25	.25
12	ja	.56	.25	.25
13	nein	.09	.23	.08
14	ja	.74	.18	.20
15	ja	.71	.23	.21
16	nein	.42	.23	.25
17	nein	.68	.34	.22
18	ja	.25	.14	.19
19	ja	.69	.03	.22
20	nein	.09	.10	.08

Tabelle 3: Faktorstrukturmatrix der varimaxrotierten Zweifaktorenlösung bei 113 Wehrdienstleistenden

Faktor 1	Faktor 2
.7954 (13)	.8165 (15)
.7921 (17)	.6803 (6)
.6458 (16)	.6448 (12)
.6217 (5)	.6391 (18)
.6162 (1)	.5872 (20) (x)
.5362 (4)	.5757 (9)
.5358 (7) (x)	.5676 (14)
.5189 (8)	.5280 (10) (x)
.4377 (10)	.3986 (11)
.4126 (9) (x)	.3861 (2)

Anmerkung:

Mit "(x)" versehene Koeffizienten sind gemäß der im Text vorgestellten Interpretation inkonsistent. In den Klammern sind die Item-Nummern. Die Items sind der Größe ihrer Ladungen nach geordnet.

Tabelle 4: Teststatistische Kennwerte der GWS bei 124 Fachschülern/innen

Item-Nr.	Polung	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
1	nein	.51	.36	.25
2	ja	.10	.20	.09
3	ja	.32	.13	.22
4	nein	.19	-.12	.16
5	nein	.76	-.09	.19
6	ja	.18	.49	.15
7	ja	.55	-.03	.25
8	nein	.54	.10	.25
9	ja	.54	.39	.25
10	nein	.30	.02	.21
11	ja	.30	.37	.21
12	ja	.37	.40	.24
13	nein	.13	.25	.12
14	ja	.35	.27	.23
15	ja	.44	.32	.25
16	nein	.41	.09	.24
17	nein	.75	.23	.19
18	ja	.15	.34	.13
19	ja	.72	.02	.20
20	nein	.20	.08	.16

Tabelle 5: Faktorstrukturmatrix der varimaxrotierten Zweifaktorenlösung bei 124 Fachschülern/innen

Faktor 1	Faktor 2
.9415 (2)	-.9634 (13)
.7983 (18)	-.7105 (6) (x)
.7944 (11)	-.6234 (5)
-.7460 (4) (x)	-.5718 (1)
.7088 (12)	-.5193 (20)
.6609 (14)	-.4576 (17)
.6498 (15)	-.4508 (4)
.6178 (9)	-.4214 (3) (x)
-.6010 (5) (x)	-.3713 (18) (x)
.5936 (6)	-.3298 (10)

Anmerkung:

Mit "(x)" versehene Koeffizienten sind gemäß der im Text vorgestellten Interpretation inkonsistent. In den Klammern sind die Item-Nummern. Die Items sind der Größe ihrer Ladungen nach geordnet.

Tabelle 6: Teststatistische Kennwerte der GWS-Subskala der
 11 Items mit konsistenter Handlungs-Konsequenz-
 Orientierung bei 242 Probanden

Item-Nr.	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
2	.20	.30	.16
3	.38	.15	.24
6	.28	.40	.20
7	.48	-.03	.25
9	.60	.33	.24
11	.38	.36	.24
12	.45	.44	.25
14	.53	.35	.25
15	.56	.39	.25
18	.20	.31	.16
19	.71	-.01	.21

Tabelle 7: Teststatistische Kennwerte der GWS-Subskala der
9 Items mit inkonsistenter Handlungs-Konsequenz-
Orientierung bei 242 Probanden

Item-Nr.	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
1	.47	.22	.25
4	.19	.15	.15
5	.73	.14	.19
8	.52	.14	.25
10	.26	.13	.19
13	.12	.26	.10
16	.41	.17	.24
17	.72	.27	.20
20	.15	.08	.13

Tabelle 8: Teststatistische Kennwerte der GWS bei 33 Psychologiestudenten und -studentinnen

Item-Nr.	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
1	.70	.08	.22
2	.15	.48	.13
3	.33	.00	.23
4	.42	.01	.25
5	.94	.30	.06
6	.12	.19	.11
7	.52	.07	.26
8	.58	.27	.25
9	.48	.07	.26
10	.27	-.04	.20
11	.24	.29	.19
12	.09	.15	.08
13	.24	.05	.19
14	.18	.25	.15
15	.42	.30	.25
16	.42	.36	.25
17	.67	.34	.23
18	.18	.06	.15
19	.70	.02	.22
20	.21	-.41	.17

Tabelle 9: Teststatistische Kennwerte der sechsstufigen GWS bei 48 Psychologiestudenten und -studentinnen

Item-Nr.	Schwierigkeit	Trennschärfe	Varianz
1	2.94*(.61)**	.16	1.38
2	5.25 (.15)	.38	1.12
3	4.10 (.38)	.12	1.76
4	3.04 (.59)	-.07	2.34
5	2.54 (.69)	.19	.93
6	4.60 (.28)	.17	1.39
7	3.10 (.58)	.01	.99
8	3.42 (.52)	.11	1.44
9	3.71 (.46)	.07	1.61
10	4.25 (.35)	.25	1.13
11	4.63 (.27)	.28	1.13
12	4.38 (.86)	.20	1.30
13	4.27 (.35)	-.01	1.01
14	4.90 (.22)	.13	1.37
15	3.63 (.47)	.27	1.56
16	3.21 (.56)	.10	1.57
17	3.10 (.58)	.22	1.41
18	4.71 (.26)	.04	1.28
19	2.65 (.67)	.28	3.04
20	4.19 (.36)	.10	1.48

* Aufgrund der sechsstufigen Rating-Skala reicht hier die Schwierigkeit von 1 bis 6, wobei 1 für Gerechte-Welt-Glaube und 6 für kein Gerechte-Welt-Glaube steht.

** In Klammern ist der nach $p = 1 - \left(\frac{M - 1}{5} \right)$ umgerechnete Schwierigkeitsindex aufgeführt. Dieser ist direkt vergleichbar mit den Schwierigkeitsindices der anderen Tabellen (1 entspricht Gerechte-Welt-Glaube; 0 heißt kein Gerechte-Welt-Glaube).

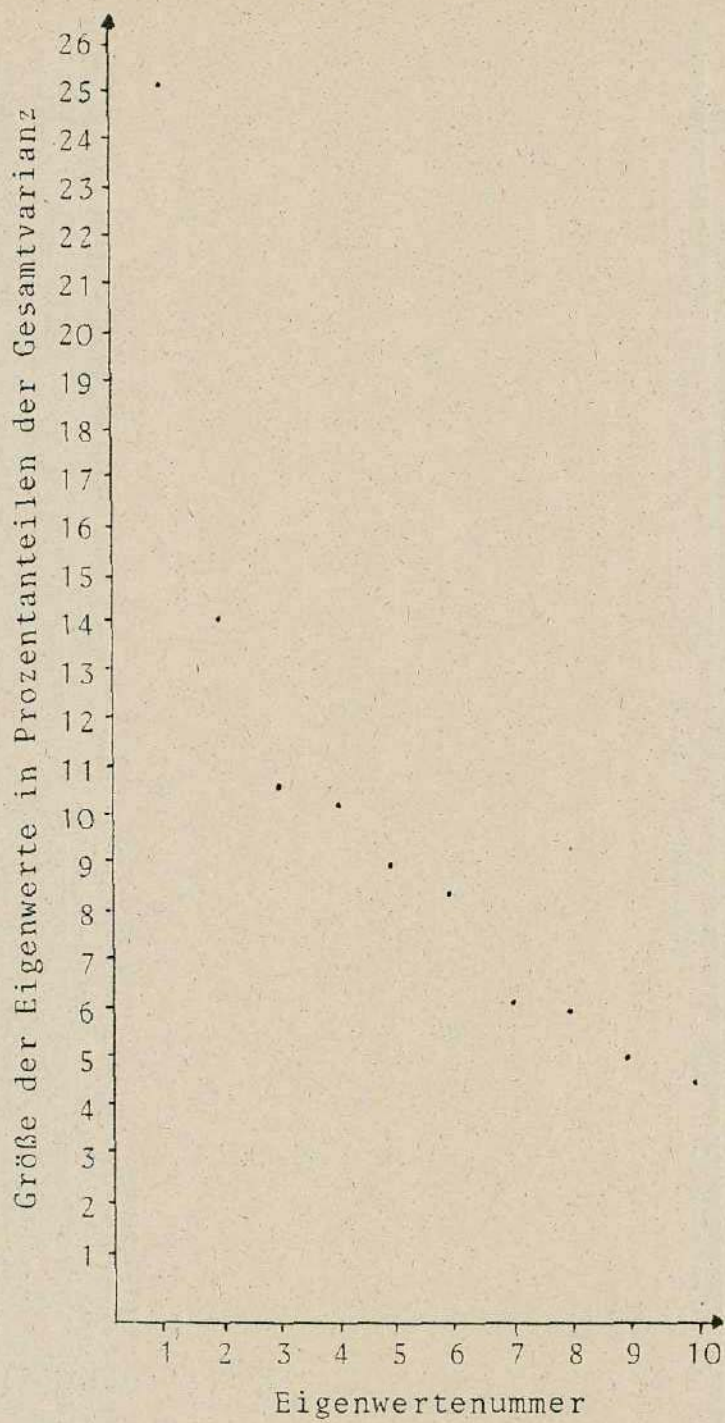


Abbildung 1: Eigenwertendiagramm für die ersten 10 Hauptkomponenten der YULES-Q-Koeffizientenmatrix (113 Wehrdienstleistende)

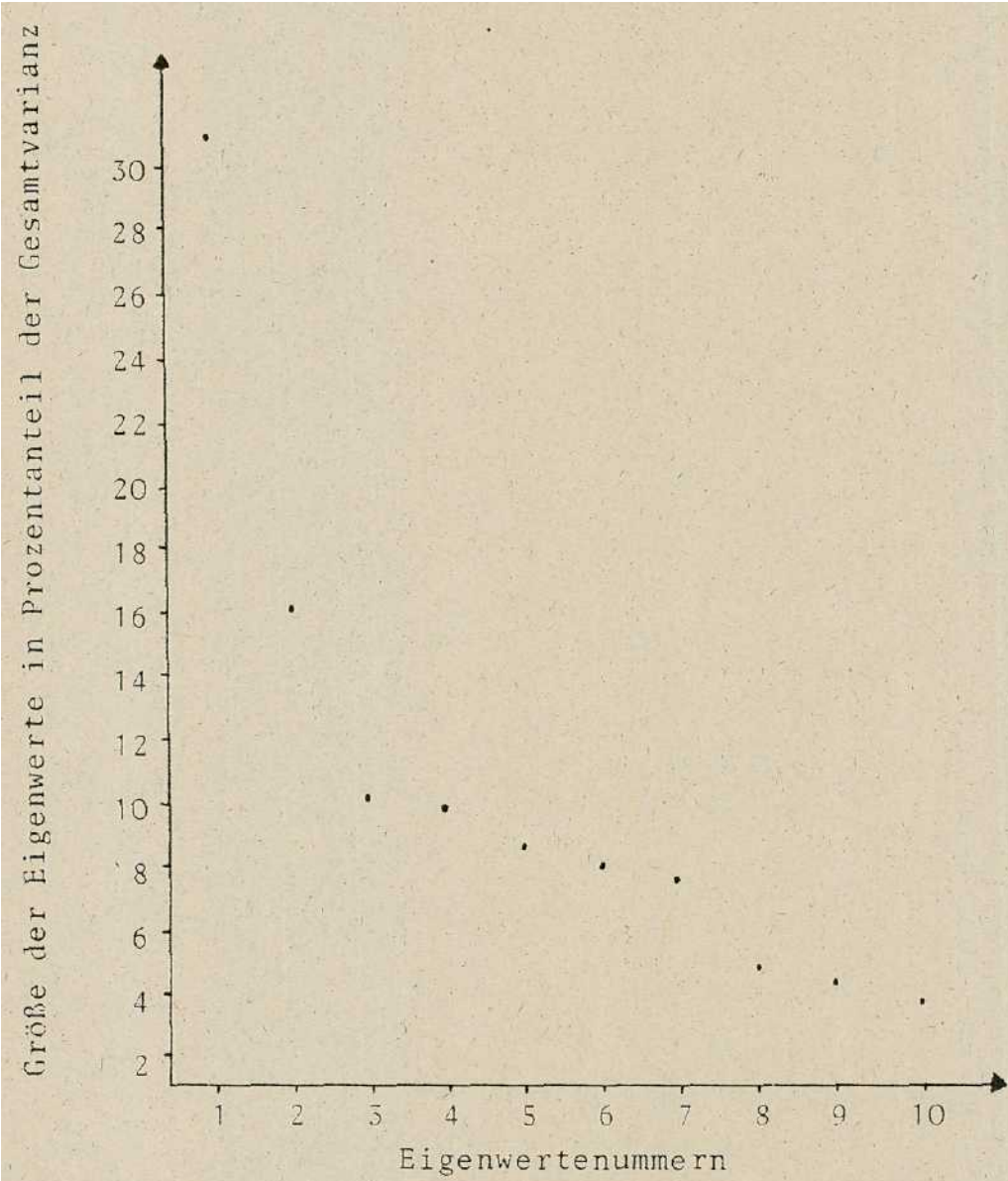


Abbildung 2: Eigenwertendiagramm für die ersten 10 Hauptkomponenten der YULES-Q-Koeffizientenmatrix (124 Fachschüler/innen)

Anhang 1: Die Just-World-Scale von RUBIN & PEPLAU (1975)

1. I've found that a person rarely deserves the reputation he has. (U)
2. Basically, the world is a just place. (J)
3. People who get "lucky breaks" have usually earned their good fortune. (J)
4. Careful drivers are just as likely to get hurt in traffic accidents as careless ones. (U)
5. It is a common occurrence for a guilty person to get off free in American courts. (U)
6. Students almost always deserve the grades they receive in school. (J)
7. Men who keep in shape have little chance of suffering a heart attack. (J)
8. The political candidate who sticks up for his principles rarely gets elected. (U)
9. It is rare for an innocent man to be wrongly sent to jail. (J)
10. In Professional sports, many fouls and infractions never get called by the referee. (U)
11. By and large, people deserve what they get. (J)
12. When parents punish their children, it is almost always for good reasons. (J)
13. Good deeds often go unnoticed and unrewarded. (U)
14. Although evil men may hold political power for a while, in the general course of history good wins out. (j)
15. In almost any business or profession, people who do their job well rise to the top. (J)
16. American parents tend to overlook the things most to be admired in their children. (U)
17. It is often impossible for a person to receive a fair trial in the USA. (U)
18. People who meet with misfortune have often brought it on themselves. (J)
19. Crime doesn't pay. (J)
20. Many people suffer through absolutely no fault of their own. (U)

Anhang 2: Die Gerechte-Welt-Skala (GWS).

Fassung mit Alternativantwortmöglichkeit.

Eine deutsche Version der Just-World-Scale
von RUBIN und PEPLAU.

Erläuterung

- Lesen Sie sich bitte die folgenden Aussagen durch. Wenn Sie mit der Meinung übereinstimmen, kreuzen Sie bitte "ja" an- Wenn Sie die Meinung ablehnen, kreuzen Sie bitte "nein" an.

- Bei manchen Aussagen wird es Ihnen vielfach schwer fallen zu entscheiden, ob Sie sie bejahen oder verneinen sollen. Bitte kreuzen Sie dann so an, wie es Ihrer Meinung am ehesten entspricht.

- Lassen Sie bitte keine der Aussagen unbeantwortet.

- Bei irrtümlichem Ankreuzen machen Sie einen Kreis um die nicht gültige Antwort.

- | | | |
|-----|--|--|
| 1.. | Ich finde, daß eine Person selten das Ansehen, das sie genießt, verdient. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 2. | Im Grunde genommen ist die Welt ein gerechter Ort. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 3. | Leute, denen das Glück zu Hilfe kommt, haben dies meist verdient. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 4. | Vorsichtige Autofahrer sind genauso gefährdet, bei Verkehrsunfällen verletzt zu werden, wie unvorsichtige. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 5. | Es ist ein gewöhnlicher Vorfall, daß eine schuldige Person von den Gerichten freigesprochen wird. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 6. | Schüler verdienen fast immer die Noten, die sie in der Schule bekommen. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 7 | Menschen, die sich in Form halten, werden kaum einen Herzanfall erleiden. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 8. | Der politische Kandidat, der für seine Prinzipien eintritt, wird meist nicht gewählt. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 9. | Es geschieht selten, daß ein unschuldiger Mann fälschlicherweise ins Gefängnis geschickt wird. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 10. | Im Profi-Sport werden viele Fouls und Regelverstöße vom Schiedsrichter nicht geahndet. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 11 | Im großen und ganzen verdienen die Leute, was sie bekommen. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 12. | Wenn Eltern ihre Kinder bestrafen, geschieht dies meist aus gutem Grund. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 13. | Gute Taten bleiben oft unbemerkt und unbelohnt. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 14. | Obwohl böse Menschen für eine Weile politische Macht hatten, gewinnen doch im Verlauf der Geschichte die guten die Oberhand. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 15. | In fast jedem Geschäft oder Beruf steigen die Leute, die ihre Arbeit gut machen, in die Spitze auf. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 16. | Deutsche Eltern neigen dazu, die Dinge an ihren Kindern zu übersehen, die am meisten zu bewundern sind. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |
| 17. | Es ist häufig unmöglich für eine Person, eine faire Gerichtsverhandlung in der BRD zu bekommen. | ja <input type="checkbox"/>
nein <input type="checkbox"/> |

18. Leute, denen ein Unglück widerfährt, haben dies häufig sich selbst zuzuschreiben. ja
nein
19. Verbrechen zahlt sich nicht aus. ja
nein
20. Viele Leute leiden, obwohl sie nicht den geringsten Fehler gemacht haben. ja
nein

Anhang 3: Die Gerechte-Welt-Skala (GWS).

Fassung mit sechsstufiger Antwortmöglichkeit

Eine deutsche Version der Just-World-Scale von

RUBIN und PEPLAU

Erläuterung

- Lesen Sie sich bitte die folgenden Aussagen durch. Bitte entscheiden Sie für jede Aussage, inwieweit Sie persönlich dieser Aussage zustimmen oder diese Aussage ablehnen.

- Sie können Ihre Meinung ausdrücken, indem Sie eine Zahl zwischen 1 und 6 ankreuzen.

1 heißt: stimmt genau

2 heißt: stimmt weitgehend

3 heißt: stimmt ein wenig

4 heißt: stimmt eher nicht

5 heißt: stimmt weitgehend nicht

6 heißt: stimmt überhaupt nicht

- Lassen Sie bitte keine der Aussagen unbeantwortet.

- Bei irrtümlichem Ankreuzen machen Sie einen Kreis um die ungültige Antwort und kreuzen bitte erneut an.

	stimmt genau					stimmt überhaupt nicht	
1. Ich finde, daß eine Person selten das Ansehen, das sie genießt, verdient.	1	2	3	4	5	6	
2. Im Grunde genommen, ist die Welt ein gerechter Ort.	1	2	3	4	5	6	
3. Leute, denen das Glück zu Hilfe kommt, haben dies meist verdient.	1	2	3	4	5	6	
4. Vorsichtige Autofahrer sind genauso gefährdet, bei Verkehrsunfällen verletzt zu werden, wie unvorsichtige.	1	2	3	4	5	6	
5. Es ist ein gewöhnlicher Vorfall, daß eine schuldige Person von den Gerichten freigesprochen wird.	1	2	3	4	5	6	
6. Schüler verdienen fast immer die Noten, die sie in der Schule bekommen.	1	2	3	4	5	6	
7. Menschen, die sich in Form halten, werden kaum einen Herzanfall erleiden.	1	2	3	4	5	6	
8. Der politische Kandidat, der für seine Prinzipien eintritt, wird meist nicht gewählt.	1	2	3	4	5	6	
9. Es geschieht selten, daß ein unschuldiger Mann fälschlicherweise ins Gefängnis geschickt wird.	1	2	3	4	5	6	
10. Im Profi-Sport werden viele Fouls und Regelverstöße vom Schiedsrichter nicht geahndet.	1	2	3	4	5	6	
11. Im großen und ganzen verdienen die Leute, was sie bekommen.	1	2	3	4	5	6	
12. Wenn Eltern ihre Kinder bestrafen, geschieht dies meist aus gutem Grund.	1	2	3	4	5	6	
13. Gute Taten bleiben oft unbemerkt und unbelohnt.	1	2	3	4	5	6	
14. Obwohl böse Menschen für eine Weile politische Macht hatten, gewinnen doch im Verlauf der Geschichte die guten die Oberhand.	1	2	3	4	5	6	
15. In fast jedem Geschäft oder Beruf steigen die Leute, die ihre Arbeit gut machen, in die Spitze auf.	1	2	3	4	5	6	

16.	Deutsche Eltern neigen dazu, die Dinge an ihren Kindern zu übersehen, die am meisten zu bewundern sind.	1	2	3	4	5	6
17.	Es ist häufig unmöglich für eine Person, eine faire Gerichtsverhandlung in der BRD zu bekommen.	1	2	3	4	5	6
18.	Leute, denen ein Unglück widerfährt, haben dies häufig sich selbst zuzuschreiben.	1	2	3	4	5	6
19.	Verbrechen zahlt sich nicht aus.	1	2	3	4	5	6
20.	Viele Leute leiden, obwohl sie nicht den geringsten Fehler gemacht haben.	1	2	3	4	5	6

Bisher erschienene Arbeiten dieser Reihe

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

Andernorts publizierte Arbeiten aus dieser Arbeitsgruppe

- MONTADA, L. 1977. Moralisches Verhalten. In: HERRMANN, T., HOFSTÄTTER, P.R., HUBER, H. & WEINERT, F.E. (Ed.) Handbuch psychologischer Grundbegriffe. München: Kösel. p. 289-296.
- MONTADA, L. 1980. Gerechtigkeit in Wandel der Entwicklung. In: MIKULA, G. (Ed.) Gerechtigkeit und soziale Interaktion. Bern: Huber. p. 301-329.
- MONTADA, L. 1980. Moralische Kompetenz: Aufbau und Aktualisierung. In: ECKENSBERGER, L.H. & SILBEREISEN, R.K. (Ed.) Entwicklung sozialer Kognitionen: Modelle, Theorien, Methoden, Anwendungen. Stuttgart: Klett-Cotta. p. 237-256.
- MONTADA, L. 1981. Gedanken zur Psychologie moralischer Verantwortung. In: ZSIFKOVITS, V. & KEILER, R. (Ed.) Erfahrungsbezogene Ethik. Berlin: Duncker & Humblot. p. 67-88.
- MONTADA, L. 1981. Voreingenommenheit im Urteil über Schuld und Verantwortlichkeit. Trierer Psychologische Berichte, Band 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. (in Druck)
- DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Vorurteile und Gerechtigkeit in der Beurteilung von Straftaten. Eine Untersuchung zur Verantwortlichkeitsattribution. Trierer Psychologische Berichte. (im Druck)
- MONTADA, L. 1982. Entwicklung moralischer Urteilsstrukturen und Aufbau von Werthaltungen. In: OERTER, R., MONTADA, L. u.a. Entwicklungspsychologie. München: Urban & Schwarzenberg (im Druck) .