

Zur (mangelnden) Konstruktvalidität von Konsistenz-Selbsteinschätzungen

Manfred Schmitt
Universität Trier

Zusammenfassung: Zur Überwindung von Defiziten bisheriger Konsistenz-Selbsteinschätzungen wurde ein Konsistenzfragebogen entwickelt, der aus drei mäßig korrelierten, homogenen Teilskalen besteht: Konsistenzzentralität (eigenständige Einstellungen bilden und diesen gemäß handeln), Meinungsstabilität (eigene Einstellungen über die Zeit hinweg beibehalten), Robustheit gegen Situationseinflüsse (die eigene Einstellung trotz widriger Umstände in die Tat umsetzen). Die Konstruktvalidität dieser drei Teilskalen ($\alpha > .80$) wurde an der faktischen (inter- und intraindividuell bestimmten) Konsistenz von Variablen aus zwei Korrelationsstudien über soziale Verantwortlichkeit geprüft ($N_1 = 673$, $N_2 = 340$). Keiner der drei Faktoren des Konsistenz-Selbstbildes erwies sich als valide. Konsistenzzentralität moderierte z. B. nicht den Zusammenhang zwischen prosozialem Verhalten und prosozialem Verhalten. Auch bestand z. B. kein Zusammenhang zwischen Meinungsstabilität und der tatsächlichen Stabilität von Einstellungen und persönlichen Normen über 9 und 18 Monate. Schließlich moderierte die Robustheit gegenüber Situationseinflüssen nicht den Einfluß antizipierter Kosten auf das Ausmaß geleisteter Hilfe. Diese Ergebnisse sind relativ β -sicher.

Abstract: A new questionnaire was developed to overcome shortcomings of previous measures of self-reported consistency in personality. The questionnaire consists of three moderately correlated, homogeneous ($\alpha > .80$) scales: (a) centrality of consistency (behaving in accordance with one's own attitudes), (b) stability of one's attitudes, and (c) robustness against situational effects (adhering to one's attitudes even in unfavorable settings). The construct validity of these self-report scales was tested against actual consistencies in two correlational studies of social responsibility (study 1, $N = 807$; study 2, $N = 340$). Actual consistencies were assessed both between as well as within individuals. Analyses yielded no evidence to support the validity of any of the self-report consistency scales. Centrality did not moderate the correlation between, e.g., prosocial attitudes and prosocial behavior. Self-reported stability was not significantly correlated with actual stability of, e.g., attitudes and personal norms over 9 and 18 months. Finally, robustness did not moderate the effect of anticipated costs of helping on the amount of help given. These results are relatively β -save.

Das in der Differentiellen Psychologie und ihren Anwendungen so beliebte allgemeine Eigenschaftsmodell eignet sich für differenzierte Persönlichkeitsbeschreibungen und präzise Verhaltensprognosen nur unter der Voraussetzung, daß individuelle Unterschiede über verschiedene Manifestationen einer Eigenschaft verhältnismäßig gleich bleiben. Hingegen entbehren Dis-

positionsstrukturen einer sachlichen Grundlage, wenn sich Unterschiede zwischen Personen hinsichtlich der fraglichen Verhaltensweisen über verschiedene Situationen, verschiedene Verhaltensformen oder Zeitpunkte ändern.

Ausgelöst durch Mischels (1968) Monographie *Personality and Assessment* wurde diese Voraussetzung des Trait-Ansatzes während der letzten 20 Jahre in verschiedenen Bereichen der Differentiellen Psychologie kontrovers diskutiert. Von den zahlreichen theoretischen, methodischen und empirischen Stellungnahmen, die Mischels Arbeit provozierte, dürften jene theoretisch am fruchtbarsten sein, die eine Differenzierung der Konsistenzannahme empfehlen, also eine Einschränkung des Generalisierbarkeitsanspruchs auf Unterklassen von Personen, Situationen, Zeiträumen, Verhaltensformen, Eigenschaften oder Kombinationen hiervon (z. B. Monson, Hesley & Chernick, 1982; Amelang, Kobelt & Frasch, 1985; Asendorpf, 1988).

Autorenhinweis. Diese Arbeit entstand im Rahmen des Forschungsprojektes *Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld*, das von der Stiftung Volkswagenwerk finanziell unterstützt wurde. Die theoretischen und inhaltlichen Grundlagen, auf denen aufgebaut wird, sowie die verwendeten Meßinstrumente und Daten sind gemeinschaftliche Erzeugnisse unserer Arbeitsgruppe. Allen, die zu dieser Arbeit hilfreich beigetragen haben, möchte ich danken, insbesondere Herrn Prof. Dr. Leo Montada und Frau Dr. Claudia Dalbert.

Korrespondenz und Sonderdruck-Anforderungen bitte richten an: Manfred Schmitt, Fachbereich I – Psychologie, Universität Trier, Postfach 38 25, D-5500 Trier.

- Fahrenberg, J. & Selg, H. (1973). *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar FPI*. Göttingen: Hogrefe.
- Fahrenberg, J., Hampel, R. & Selg, H. (1984). *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar FPI*. Göttingen: Hogrefe (4. Auflage).
- Fischer, M. & Wiedl, K.-H. (1973). Variationsmotivation. *Psychologische Beiträge*, 65, 478–521.
- Franks, C. M. & Lindahl (1963). Extraversion and Rate of Fluctuation of the Necker Cube. *Perceptual and Motor Skills*, 16, 131–137.
- Furnham, A. (1984). Extraversion, sensation seeking, stimulus screening and Type. A behavior pattern: the relationship between various measures of arousal. *Personality and Individual Differences*, 2, 133–140.
- Gale, A. (1973). The psychophysiology of individual differences. Studies of extraversion and the EEG. In P. Kline (Ed.), *New Approaches in Psychological Measurement* (S. 211–256). London: Wiley.
- Gale, A. (1980). *Electroencephalographic correlates of extraversion-introversion*. XXII International Congress of Psychology, 311, Leipzig: Abstract Guide.
- Giambra, L. M., Quilter, R. E. & Phillips, P. B. (1988). The relationship of age and extraversion to arousal and performance on a sustained attention task: a cross-sectional investigation using the Mackworth Clock-Test. *Personality and Individual Differences*, 9, 225–230.
- Gilliland, K. (1977). The interactive effect of introversion/extraversion with caffeine induced arousal on verbal performance. *Dissertation Abstracts International*, 37, 58, 55B.
- Gray, J. A. (1973). Causaltheories of personality and how to test them. In J. R. Royce (Ed.), *Multivariate analysis and psychological theory*, (pp. 409–462). New York: Academic Press.
- Guilford, J. P. (1975). Factors and factors of personality. *Psychological Bulletin*, 82, 802–814.
- Haier, R. J. (1984). Sensation seeking and augmenting-reducing: Does a nerve have a nerve? *Behavioral and Brain Sciences*, 7, 441.
- Holland, H. C. (1960). Measures of perceptual functions. In H. J. Eysenck (Ed.), *Experiments in personality, Vol. II: Psychodiagnostics and psychodynamics*. (pp. 193–233). London: Routledge & Kegan Paul.
- Holmes, D. S. (1967). Pupillary response, conditioning and personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 5, 98–103.
- Larsen, R. J. (1985). Individual differences in circadian activity rhythm and personality. *Personality and Individual Differences*, 6, 305–311.
- Levy, P. & Lang, P. J. (1966). Activation, control and the spiral aftermovement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3, 105–112.
- Lynn, R. (1960). Extraversion, reminiscence and satiation effects. *British Journal of Psychology*, 51, 319–324.
- Lynn, R. & Eysenck, H. J. (1961). Tolerance for pain, extraversion and neuroticism. *Perceptual and Motor Skills*, 12, 161–162.
- Matthews, G. (1987). Personality and multidimensional arousal: a study of two dimensions of extraversion. *Personality and Individual Differences*, 8, 9–16.
- O'Gorman, J. G. & Lloyd, J. E. M. (1987). Extraversion, impulsiveness, and EEG alpha activity. *Personality and Individual Differences*, 8, 169–174.
- Revelle, W., Humphreys, M. S., Simon, L. & Gilliland, K. (1980). The interactive effect of personality, time of the day and caffeine: A test of the arousal model. *Journal of Experimental Psychology: General* 109, 1–31.
- Rim, Y. (1987). A comparative study of two taxonomies of coping styles. *Personality and Individual Differences*, 8, 521–526.
- Rocklin, C. & Revelle, W. (1981). The measurement of extraversion: A comparison of the Eysenck Personality Inventory and the Eysenck Personality Questionnaire. *British Journal of Social Psychology*, 20, 279–284.
- Roger, D. & Jamieson, J. (1988). Individual differences in delayed heart-rate recovery following stress: the role of extraversion, neuroticism and emotional control. *Personality and Individual Differences*, 9, 721–726.
- Routtenberg, G. A. (1968). The two-arousal hypothesis: Reticular formation and limbic system. *Psychological Review*, 75, 51–80.
- Saunders, D. R. (1956). Moderator variables in prediction. *Educational Psychological Measurement*, 16, 209–222.
- Schneewind, K., Schröder, G. & Cattell, R. B. (1983). *Der 16 Persönlichkeits-Faktoren-Test. Testmanual*. Bern usw.: Huber.
- Shrout, P. E. & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: Using in assessing rater reliability. *Psychological Bulletin*, 86, 420–428.
- Smith, B. D., Rypma, C. B. & Wilson, R. J. (1981). Dis-habituation and spontaneous recovery of the electrodermal orienting response: Effects of extraversion, impulsivity, sociability, and caffeine. *Journal of Research in Personality*, 15, 233–240.
- Stelmack, R. M. (1981). The psychophysiology of Extraversion and Neuroticism. In H. J. Eysenck (Ed.), *A Model for Personality* (pp. 36–64). Berlin: Springer.
- Thayer, R. E. (1978). Towards a theory of multidimensional activation (arousal). *Motivation and Emotion*, 2, 1–33.
- Thompson, W. B. & Mueller, J. H. (1984). Extraversion and sleep: a psychophysiological study of the arousal hypothesis. *Personality and Individual Differences*, 5, 345–353.
- Vossel, G. & Safian, P. (1985). Dimensionen der Impulsivität. In D. Albert (Hrsg.), *Bericht über den 34. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Wien 1984*. Vol. 1 (S. 337–338). Göttingen: Hogrefe.
- Willett, R. A. (1960). Measures of learning and conditioning. In H. J. Eysenck (Ed.), *Experiments in personality, Vol II: Psychodiagnostics and psychodynamics* (pp. 157–192). London: Routledge & Kegan Paul.
- Zuber, I. & Ekehammar, B. (1988). Personality, time of day and visual perception; preferences and selective attention. *Personality and Individual Differences*, 9, 345–352.

Prof. Dr. Manfred Amelang & Dipl.-Psych. Ulrike Ullwer, Psychologisches Institut der Universität Heidelberg, Hauptstraße 47–51, 6900 Heidelberg 1

Der vermutlich bekannteste Versuch, die Leistungsfähigkeit einer Differenzierung der Konsistenzannahme *nach Personen* auszuloten, stammt von Bem und Allen (1974). Das Besondere an diesem Beitrag war die Idee, individuelle Konsistenzen nicht nur aus Verhaltensbeobachtungen indirekt zu erschließen, sondern von Probanden direkt zu erfragen. Wenn dies gelänge, wäre eine einfache und effiziente Möglichkeit der Präzisierung von Prognosen aufgrund von Eigenschaftsmaßen gegeben. Man könnte selbstberichtete Konsistenz technisch als Moderatorvariable behandeln und damit Verhaltensvorhersagen ergänzen um ihre individuelle Zuverlässigkeit bzw. Genauigkeit.

Bem und Allens (1974) eigene Untersuchung förderte ein vielversprechendes Ergebnis zutage: Bei Personen, die sich überdurchschnittlich konsistent in freundlichem Verhalten einschätzten, korrelierten sechs verschiedene Indikatoren dispositioneller Freundlichkeit im Mittel zu .57; bei Probanden, die sich für inkonsistent hielten, hingegen nur zu .27. Allerdings versagte in dieser Studie die Konsistenz-Selbsteinschätzung als Konsistenzmoderator einer zweiten Persönlichkeitseigenschaft, Gewissenhaftigkeit.

Bei diesem Fehlschlag sollte es nicht bleiben. Zwar vermeldeten Nachfolgeuntersuchungen wiederholt Konsistenz-moderierende Effekte von Konsistenz-Selbsteinschätzungen (Turner, 1978; Kenrick & Stringfield, 1980; Zanna, Olson & Fazio, 1980; Cheek, 1982; Kenrick & Braver, 1982; Mischel & Peake, 1982; Zanna & Olson, 1982; Zuckerman et al., 1988; Zuckerman, Bernieri, Koestner & Rosenthal, 1989), jedoch müssen diese Befunde in zweierlei Hinsicht eingeschränkt werden. *Erstens* waren die Moderatoreffekte in mehreren Fällen nicht signifikant, selbst wenn die Stärke des einschlägigen Nullhypothesentests vergleichsweise groß war (wie bei Zuckerman et al., 1988, 1989). *Zweitens* wiesen einige der genannten Untersuchungen (Turner, 1978; Kenrick & Stringfield, 1980; Cheek, 1982) methodische Mängel auf, die artifizielle Moderatoreffekte begünstigen (vgl. Rushton, Jackson & Paunonen, 1981; Paunonen & Jackson, 1985). Insgesamt überwiegen die erfolglosen Replikationsversuche (Borkenau, 1981; Amelang & Borkenau, 1981; Lippa & Mash, 1981; Mischel & Peake, 1982; Chaplin & Goldberg, 1984; Paunonen & Jackson, 1985; Wymer & Penner,

1985) jene, die erfolgreich und zugleich methodisch adäquat waren.

Aus zwei Gründen gibt diese negative Bilanz bisher dennoch keinen Anlaß, die Grundidee von Bem und Allen (1974) aufzugeben, Konsistenz über Selbsteinschätzungen zu messen. (1) Der erste Grund liegt in der *geringen Zuverlässigkeit* der verwendeten Konsistenz-einschätzungen (Amelang, 1987). Diese wurden meistens in Anlehnung an den Verfahrensvorschlag von Bem und Allen (1974) *eigenschaftsspezifisch* und mit nur *einem* Item erhoben. Wie zu erwarten, sind diese ein-Item-Maße wenig reliabel. Die von Amelang et al. (1985), Borkenau (1981) sowie Greaner und Penner (1982) berichteten Wiederholungszuverlässigkeiten liegen nur ausnahmsweise über .30, in mehreren Fällen sind sie nicht einmal signifikant von Null verschieden. Daß sich mit derart unzuverlässigen Konsistenzmaßen keine starken Moderatoreffekte erzielen lassen, kann nicht überraschen, sondern ist im Gegenteil zu erwarten (vgl. auch Amelang et al., 1985).

(2) Der zweite Grund liegt in der *Konfundierung von Situationsunterschieden und Personunterschieden*. Die von Bem und Allen (1974) vorgeschlagene und in allen oben genannten Nachfolgeuntersuchungen verwendete Konsistenz-Selbsteinschätzung bezieht sich auf transssituative Verhaltensvariabilität (z. B. «How much do you vary from one situation to another in how friendly and outgoing you are?»). Den Probanden wurden zur Beantwortung dieser Frage aber keine Situationen vorgegeben. Wenn sich nun verschiedene Personen auf Situationen beziehen, die in ihrer Schwierigkeit verschieden stark streuen, sind interindividuelle Variabilitätsunterschiede auch bei perfekter relativer Verhaltenskonsistenz möglich. Variabilitätsunterschiede können nur bei Gleichheit der Situationen, auf die die Probanden Bezug nehmen, sicher als Konsistenzunterschiede interpretiert werden. *Vom Prinzip her* vermeiden ließe sich dieses Problem auf mehrere Weisen, die in bezug auf das Modell relativer Verhaltenskonsistenz äquivalent sind: *Erstens* könnte man durch geeignete Vorgaben gewährleisten, daß verschiedene Probanden sich bei der Einschätzung ihrer Verhaltensvariabilität auf die *gleiche* Situationsstichprobe beziehen. *Zweitens* könnte man Probanden abschätzen lassen, wie sehr ihr Verhalten in

einer bestimmten Situation über die Zeit variiert. *Drittens* könnte man Probanden fragen, wie sehr ihr Verhalten in spezifischen Situationen oder im allgemeinen dem Einfluß bestimmter Persönlichkeitseigenschaften (wie Ängstlichkeit, Dominanz etc.) unterliegt bzw. wie sehr sie sich bestimmten Einstellungen entsprechend verhalten (z. B. Mielke, 1985). Diese Strategie beruht anders als die beiden erstgenannten auf der Unterscheidung zwischen Eigenschaft und Verhalten. Sie lehnt sich damit an das formale Faktormodell an, in dem die Konsistenz zwischen manifesten Indikatoren durch die Faktorladungen zum Ausdruck gebracht wird. *Viertens* könnte man Probanden die *zeitliche Stabilität* der jeweiligen Persönlichkeitseigenschaft oder Einstellung direkt einschätzen lassen, statt diese aus Antworten auf die Frage nach der transssituativen Konsistenz und temporalen Stabilität *manifesten* Eigenschaftsindikatoren zu erschließen. Hier bezieht sich die Konsistenz-einschätzung ausschließlich auf die Eigenschaft. Dies entspricht im formalen State-Trait-Modell der intraindividuellen Varianz der *latenten* Zustandsvariable.

Das eigene Forschungsvorhaben bestand aus der Entwicklung eines Selbstbeschreibungsmäßes für Konsistenz, das die genannten Nachteile des Vorschlags von Bem und Allen (1974) vermeidet, und der Untersuchung der Validität dieser Neuentwicklung. Die geringe Zuverlässigkeit der eigenschaftsspezifischen Variabilitäts-einschätzungen wurde durch Testverlängerung zu beheben versucht. Zur Vermeidung des Problems der Mehrdeutigkeit von Einschätzungen der Verhaltensvariabilität über *selbstgewählte* Situationen wurden die dritte und die vierte der oben genannten Lösungsvorschläge realisiert.

Bevor diese Verbesserungen in Angriff genommen werden konnten, mußte für das Konsistenzmaß ein theoretisch, empirisch und zweckmäßig begründeter *Spezifitätsgrad* gewählt werden. In den meisten der bisherigen Forschungsarbeiten wurde nach dem Vorbild von Bem und Allen (1974) die eigenschaftsspezifische Moderatorwirkung eigenschaftsspezifischer Konsistenz-Selbsteinschätzungen untersucht. In allen Untersuchungen, die mehr als nur eine Eigenschaft betrachteten, korrelierten die entsprechenden Konsistenz-einschätzungen positiv und durchschnittlich bis zu .35 (Borkenau, 1981;

Chaplin & Goldberg, 1984) miteinander. Sofern diese Befunde nicht auf korrelierte Fehler zurückgehen, rechtfertigen sie *empirisch* die Konzeption von Konsistenz als generalisierter Persönlichkeitseigenschaft. Somit wäre ein *unspezifisches* Konsistenzmaß angezeigt.

Für diese Entscheidung sprechen auch *Zweckmäßigkeitserwägungen*: Vor allem ein globales, breit einsetzbares und deshalb sparsames Konsistenzmaß wäre im Hinblick auf die Verbesserung von Verhaltensprognosen attraktiv. Wird für diesen Zweck ein spezifisches Konsistenzmaß benötigt, kann in den meisten Anwendungsfällen statt der Selbsteinschätzung gleich die ipsative Varianz über verschiedene Eigenschaftsindikatoren gebildet werden, ein Maß, das sich in mehreren Untersuchungen als Konsistenzmoderator bewährt hat (vgl. Schmitt, 1990).

Für die Wahl eines unspezifischen Konsistenzmaßes lassen sich schließlich auch *theoretische* Argumente anführen: Häufig werden als Ursachen für individuelle Konsistenzunterschiede andere Persönlichkeitseigenschaften wie *Selbstüberwachungstendenz* (Snyder, z. B. 1987) oder *Selbstaufmerksamkeit* (Fenigstein, Scheier & Buss, 1975) genannt, wobei die Annahme einer *unspezifischen* Konsistenz-moderierenden Wirkung einen wesentlichen Teil der Konstruktionsexplikationen ausmacht. Zumindest für die beiden genannten Eigenschaften konnte diese Annahme mehrfach empirisch bestätigt werden (vgl. Schmitt, 1990).

1. Konstruktion eines Konsistenzfragebogens

Realisiert wurde der Versuch, möglichst zuverlässige und dem Eigenschaftsmodell möglichst angemessene Konsistenz-Selbstbeschreibungen zu erheben, im Bereich der *Einstellungs-Verhaltens-Konsistenz* und der *Einstellungsstabilität*. Dabei wurde Konsistenz nicht nur als *Zustand* konzipiert, sondern auch als *Motiv*, eine Ergänzung, die sich aus dissonanztheoretischen Annahmen über die (oder eine) Ursache von Einstellungs-Verhaltens-Konsistenz ableitet (z. B. Brehm, 1960). Entwickelt wurde das im folgenden näher beschriebene Meßinstrument gemeinsam mit C. Dalbert und L. Montada.

Als Hilfe zur Erzeugung geeigneter Selbstbeschreibungssitems zur Konsistenzmessung wurde zunächst ein heuristisches Ordnungsschema entworfen. Es umfaßt vier Kategorien: (1) *Konsistenz als Motiv, eigenständige Einstellungen und Überzeugungen zu entwickeln und diese über die Zeit zu bewahren.* (2) *Konsistenz als Verwirklichung dieses Ziels.* (3) *Konsistenz als Motiv, den eigenen Einstellungen, Überzeugungen und Werten entsprechend zu handeln.* (4) *Konsistenz als Verwirklichung dieses Ziels.*

Für jede dieser vier Kategorien wurden vier möglichst prototypische Selbstbeschreibungsaussagen formuliert und mit sechsstufigen Schätzskalen vom Zustimmungstyp (1/stimmt genau ... 6/stimmt überhaupt nicht) versehen. Alle Items sind gleich geschlüsselt; Zustimmung bedeutet Konsistenz. Durch Negation der Items wurde von dieser Itemsammlung eine Umkehrversion mit gegensätzlicher Schlüsselrichtung erstellt.

An drei unabhängigen Stichproben von insgesamt 1709 Versuchspersonen beiden Geschlechts und aus einem breiten Alters- und Bildungsspektrum wurden die Antwortverteilungen der 16 Items und ihre faktorielle Binnenstruktur ermittelt (Schmitt, Dalbert & Montada, 1983; Dalbert, Montada, Schmitt & Schneider, 1984; Schneider, Montada, Reichle & Meißner, 1986). Mittels der Daten einer der drei Probandenstichproben wurde die Korrelationsmatrix der 16 positiv geschlüsselten Items faktorisiert (Modell mehrerer korrelierter gemeinsamer Faktoren; Hauptachsenverfahren; Oblimin-Rotation zur Einfachstruktur). Es ergab sich folgende dreifaktorielle Lösung, die sich in konfirmatorischen Analysen via LISREL als nahezu invariant über die beiden anderen Stichproben und als wenig variant gegenüber der Umkehrversion erwies (ausführliche Ergebnisse bei Schmitt, 1988).

Der erste Faktor läßt sich als *Konsistenzinterpretation* interpretieren. Damit ist (a) das Bedürfnis nach der Entwicklung eigenständiger Einstellungen und Überzeugungen gemeint, (b) das Motiv, sich diesen entsprechend zu verhalten sowie (c) die Tendenz, dies in Wirklichkeit zu tun. Dieser Faktor lädt die folgenden sechs Items über .50: (1) *Es ist mir wichtig, meine Überzeugungen in die Tat umzusetzen.* (2) *Mir ist es bei vielen Themen wichtig, einen eigenen Standpunkt*

zu entwickeln. (3) *Ich trete häufig für meine Überzeugungen ein.* (4) *Ich habe zu vielen Themen eine eigene Meinung.* (5) *Ich will für alles eintreten, was ich richtig finde.* (6) *Ich bemühe mich häufig, meine Prinzipien in die Tat umzusetzen.*

Der zweite Faktor läßt sich als *Einstellungs- oder Meinungsstabilität* deuten. Damit ist (a) das Motiv gemeint, die eigenen Überzeugungen oder Einstellungen über die Zeit hinweg beizubehalten, und (b) die Tendenz, dieses auch zu tun. Folgende Items markieren diesen Faktor, durch den sie über .50 geladen werden: (1) *Ich ändere selten meine Meinung.* (2) *Ich finde, wenn man sich einmal eine Meinung gebildet hat, sollte man auch dabei bleiben.* (3) *Wenn ich mir zu etwas eine Meinung gebildet habe, bleibe ich auch dabei.* (4) *Es ist mir wichtig, meine eigene Meinung beizubehalten.*

Der dritte Faktor ist ein Paarfaktor. Er läßt sich als *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen* bezeichnen. Damit ist gemeint, (a) daß das eigene Verhalten vergleichsweise stark von den eigenen Überzeugungen und Einstellungen, hingegen schwach von situativen Einflüssen abhängt und (b), daß man dies so auch richtig findet. Die beiden Markieritems dieses Faktors, deren Ladungen über .60 betragen, lauten: (1) *Ich finde, daß man selten gegen seine Überzeugungen handeln muß.* (2) *Die Umstände hindern mich selten daran, mich meiner Überzeugung entsprechend zu verhalten.*

Zusammen erklären diese drei Faktoren bei geringen Unterschieden zwischen den Stichproben ungefähr 45% der gesamten Itemvarianz. Sie korrelieren je nach Stichprobe und Paarung zwischen .30 und .47 miteinander. Zur Messung der drei Faktoren wurden die einfachen Summen der jeweiligen Markieritems genommen, weil deren Ladungen durch ihren gemeinsamen Faktor nur unwesentlich variieren, so daß eine einheitliche Gewichtung im Vergleich zu einer differenzierten nur geringfügige Unterschiede bewirkt.

Die drei Teilskalen sind *ausreichend zuverlässig* im Sinne der internen Konsistenz: In allen Stichproben belaufen sich die jeweiligen Alpha-Koeffizienten auf Werte von .80 oder größer. Unter der Voraussetzung, daß diese Werte nicht gemeinsame Meßfehler zum Ausdruck bringen, sondern gemeinsame wahre Varianz im Sinne des Konstrukts und seiner Teile, ist das erste

Ziel des eigenen Vorhabens erreicht, eine Zuverlässigkeitssteigerung gegenüber den bisher fast ausnahmslos verwendeten ein-Item-Maßen.

2. Validierung des Konsistenzfragebogens

2.1 Methodische Vorbemerkungen

Die Validität der drei beschriebenen Konsistenzfaktoren wurde an zwei Datensätzen aus einem Forschungsprojekt über soziale Verantwortlichkeit und Hilfsbereitschaft überprüft. Untersuchung 1 war mit dem Erleben von Verantwortung erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber befaßt (vgl. z. B. Montada, Dalbert & Schmitt, 1988 a), Untersuchung 2 mit dem Erleben von Verantwortung gegenüber anonymen Dritten (vgl. z. B. Montada, Schmitt & Dalbert, 1986).

2.1.1 Inter- und intraindividuelle Konsistenz

Aus dem Variablenkanon dieser beiden Untersuchungen wurden Ausschnitte, in der Regel Paare von Variablen, gebildet, deren faktische Konsistenzen theoretisch sinnvolle Validierungskriterien für die drei Faktoren des Konsistenz-Selbstbildes darstellen. Nach Möglichkeit wurden die Validitätshypothesen auf zweierlei Weise geprüft.

Erstens wurden die Konsistenzfaktoren als lineare Moderatoren *interindividueller Konsistenz* behandelt. Dies ist die klassische Moderatoranalyse nach Saunders (1956). Die inferenzstatistische Testung der Moderatoreffekte und die Schätzung der Interaktionsparameter wurde mittels moderierter Regressionsanalysen vorgenommen. Dabei fungierte als Validitätskriterium die Semipartialkorrelation des jeweiligen Produktterms (Regressor \times Moderator) mit dem jeweiligen Regressanden (Cohen, 1978).

Zweitens wurde, wenn dies sinnvoll und möglich war, faktische Konsistenz im Sinne der Kohärenz nach Magnusson und Endler (1977) auch *intraindividuell* bestimmt. Dazu wurden vier Aspekte der Profilähnlichkeit der verglichenen Variablen eines Paares quantifiziert: (1) Der *Profilhöhenunterschied* (als absolute Mittelwertsdifferenz), (2) der *Profilstreuungsunterschied* (als absolute Differenz der mittleren Ab-

weichungen der Profilwerte von ihrem Mittelwert), (3) der *Profilverlaufsunterschied* (als absolute Nichtparallelität der Profile, d. h. als Summe der absoluten Unterschiede zwischen den Abweichungen der einzelnen Profilwerte von ihrem jeweiligen Mittelwert) und (4) die *globale Profilähnlichkeit* (City-Block-Metrik). Eine ausführliche Begründung dieser Maße sowie eine Beschreibung ihrer mathematischen Eigenschaften finden sich bei Schmitt (1989). Als Kriterium für die Validität der Konsistenz-Selbsteinschätzungen diente die Höhe ihrer linearen Korrelationen mit diesen faktischen intraindividuellen Konsistenzen.

Außer den genannten wurde ein drittes Validitätskriterium herangezogen: Die kritischen Zusammenhänge sollten *spezifisch* im Sinne der diskriminanten Validität sensu Campbell und Fiske (1959) sein, also nur den Konsistenzfaktor betreffen, für den sie theoretisch erwartet worden waren.

2.1.2 Kontrolle von Sozialer Erwünschtheit und Akquieszenz

Soziale Erwünschtheit hat sich, der These von Bem (1972) entsprechend, in mehreren Untersuchungen als Konsistenzmoderator erwiesen (vgl. Schmitt, 1990), wenngleich die Befundlage hierzu nicht einhellig ist und statt dem von Bem (1972) erwarteten linearen Moderatoreffekt zuweilen auch quadratische Effekte gefunden wurden (z. B. Amelang & Bartussek, 1970; Buse, 1976). Auch *Akquieszenz* wurde gelegentlich als potentieller Konsistenzmoderator untersucht (z. B. Vagt & Wendt, 1978). Obgleich auch die Ergebnisse dieser Studien nicht einheitlich sind, erscheint es ratsam, diese beiden Verfälschungstendenzen bei der Untersuchung von Konsistenzmoderatoren als potentielle systematische Störvariablen zu kontrollieren. Dies wurde bei allen unten beschriebenen Analysen getan. *Soziale Erwünschtheit* wurde hier mit dem Fragebogen von Lück und Timaeus (1969) erhoben, *Akquieszenz* mittels einer Stichprobe positiv und negativ geschlüsselter Items von maximaler theoretischer Heterogenität. Die Entwicklung dieses Akquieszenzmaßes, das eine geschätzte Reliabilität von Alpha = .67 hat, ist bei Schmitt (1988) ausführlich beschrieben.

Als Hilfe zur Erzeugung geeigneter Selbstbeschreibungsskizzen zur Konsistenzmessung wurde zunächst ein heuristisches Ordnungsschema entworfen. Es umfaßt vier Kategorien: (1) *Konsistenz als Motiv, eigenständige Einstellungen und Überzeugungen zu entwickeln und diese über die Zeit zu bewahren.* (2) *Konsistenz als Verwirklichung dieses Ziels.* (3) *Konsistenz als Motiv, den eigenen Einstellungen, Überzeugungen und Werten entsprechend zu handeln.* (4) *Konsistenz als Verwirklichung dieses Ziels.*

Für jede dieser vier Kategorien wurden vier möglichst prototypische Selbstbeschreibungsaussagen formuliert und mit sechsstufigen Schätzskalen vom Zustimmungstyp (1/stimme genau ... 6/stimme überhaupt nicht) versehen. Alle Items sind gleich geschlüsselt; Zustimmung bedeutet Konsistenz. Durch Negation der Items wurde von dieser Itemsammlung eine Umkehrversion mit gegensätzlicher Schlüsselrichtung erstellt.

An drei unabhängigen Stichproben von insgesamt 1709 Versuchspersonen beiden Geschlechts und aus einem breiten Alters- und Bildungsspektrum wurden die Antwortverteilungen der 16 Items und ihre faktorielle Binnenstruktur ermittelt (Schmitt, Dalbert & Montada, 1983; Dalbert, Montada, Schmitt & Schneider, 1984; Schneider, Montada, Reichle & Meißner, 1986). Mittels der Daten einer der drei Probandenstichproben wurde die Korrelationsmatrix der 16 positiv geschlüsselten Items faktorisiert (Modell mehrerer korrelierter gemeinsamer Faktoren; Hauptachsenverfahren; Oblimin-Rotation zur Einfachstruktur). Es ergab sich folgende dreifaktorielle Lösung, die sich in konfirmatorischen Analysen via LISREL als nahezu invariant über die beiden anderen Stichproben und als wenig variant gegenüber der Umkehrversion erwies (ausführliche Ergebnisse bei Schmitt, 1988).

Der *erste Faktor* läßt sich als *Konsistenzzentralität* interpretieren. Damit ist (a) das Bedürfnis nach der Entwicklung eigenständiger Einstellungen und Überzeugungen gemeint, (b) das Motiv, sich diesen entsprechend zu verhalten sowie (c) die Tendenz, dies in Wirklichkeit zu tun. Dieser Faktor lädt die folgenden sechs Items über .50: (1) *Es ist mir wichtig, meine Überzeugungen in die Tat umzusetzen.* (2) *Mir ist es bei vielen Themen wichtig, einen eigenen Standpunkt*

zu entwickeln. (3) *Ich trete häufig für meine Überzeugungen ein.* (4) *Ich habe zu vielen Themen eine eigene Meinung.* (5) *Ich will für alles eintreten, was ich richtig finde.* (6) *Ich bemühe mich häufig, meine Prinzipien in die Tat umzusetzen.*

Der *zweite Faktor* läßt sich als *Einstellungs- oder Meinungsstabilität* deuten. Damit ist (a) das Motiv gemeint, die eigenen Überzeugungen oder Einstellungen über die Zeit hinweg beizubehalten, und (b) die Tendenz, dieses auch zu tun. Folgende Items markieren diesen Faktor, durch den sie über .50 geladen werden: (1) *Ich ändere selten meine Meinung.* (2) *Ich finde, wenn man sich einmal eine Meinung gebildet hat, sollte man auch dabei bleiben.* (3) *Wenn ich mir zu etwas eine Meinung gebildet habe, bleibe ich auch dabei.* (4) *Es ist mir wichtig, meine eigene Meinung beizubehalten.*

Der *dritte Faktor* ist ein Paarfaktor. Er läßt sich als *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen* bezeichnen. Damit ist gemeint, (a) daß das eigene Verhalten vergleichsweise stark von den eigenen Überzeugungen und Einstellungen, hingegen schwach von situativen Einflüssen abhängt und (b), daß man dies so auch richtig findet. Die beiden Markieritems dieses Faktors, deren Ladungen über .60 betragen, lauten: (1) *Ich finde, daß man selten gegen seine Überzeugungen handeln muß.* (2) *Die Umstände hindern mich selten daran, mich meiner Überzeugung entsprechend zu verhalten.*

Zusammen erklären diese drei Faktoren bei geringen Unterschieden zwischen den Stichproben ungefähr 45% der gesamten Itemvarianz. Sie korrelieren je nach Stichprobe und Paarung zwischen .30 und .47 miteinander. Zur Messung der drei Faktoren wurden die einfachen Summen der jeweiligen Markieritems genommen, weil deren Ladungen durch ihren gemeinsamen Faktor nur unwesentlich variieren, so daß eine einheitliche Gewichtung im Vergleich zu einer differenzierten nur geringfügige Unterschiede bewirkt.

Die drei Teilskalen sind *ausreichend zuverlässig* im Sinne der internen Konsistenz: In allen Stichproben belaufen sich die jeweiligen Alpha-Koeffizienten auf Werte von .80 oder größer. Unter der Voraussetzung, daß diese Werte nicht gemeinsame Meßfehler zum Ausdruck bringen, sondern gemeinsame wahre Varianz im Sinne des Konstrukts und seiner Teile, ist das erste

Ziel des eigenen Vorhabens erreicht, eine Zuverlässigkeitssteigerung gegenüber den bisher fast ausnahmslos verwendeten ein-Item-Maßen.

2. Validierung des Konsistenzfragebogens

2.1 Methodische Vorbemerkungen

Die Validität der drei beschriebenen Konsistenzfaktoren wurde an zwei Datensätzen aus einem Forschungsprojekt über soziale Verantwortlichkeit und Hilfsbereitschaft überprüft. Untersuchung 1 war mit dem Erleben von Verantwortung erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber befaßt (vgl. z. B. Montada, Dalbert & Schmitt, 1988 a), Untersuchung 2 mit dem Erleben von Verantwortung gegenüber anonymen Dritten (vgl. z. B. Montada, Schmitt & Dalbert, 1986).

2.1.1 Inter- und intraindividuelle Konsistenz

Aus dem Variablenkanon dieser beiden Untersuchungen wurden Ausschnitte, in der Regel Paare von Variablen, gebildet, deren faktische Konsistenzen theoretisch sinnvolle Validierungskriterien für die drei Faktoren des Konsistenz-Selbstbildes darstellen. Nach Möglichkeit wurden die Validitätshypothesen auf zweierlei Weise geprüft.

Erstens wurden die Konsistenzfaktoren als lineare Moderatoren *interindividueller Konsistenz* behandelt. Dies ist die klassische Moderatoranalyse nach Saunders (1956). Die inferenzstatistische Testung der Moderatoreffekte und die Schätzung der Interaktionsparameter wurde mittels moderierter Regressionsanalysen vorgenommen. Dabei fungierte als Validitätskriterium die Semipartialkorrelation des jeweiligen Produktterms (Regressor \times Moderator) mit dem jeweiligen Regressanden (Cohen, 1978).

Zweitens wurde, wenn dies sinnvoll und möglich war, faktische Konsistenz im Sinne der Kohärenz nach Magnusson und Endler (1977) auch *intraindividuell* bestimmt. Dazu wurden vier Aspekte der Profilähnlichkeit der verglichenen Variablen eines Paares quantifiziert: (1) Der *Profilhöhenunterschied* (als absolute Mittelwertsdifferenz), (2) der *Profilstreuungsunterschied* (als absolute Differenz der mittleren Ab-

weichungen der Profilwerte von ihrem Mittelwert), (3) der *Profilverlaufsunterschied* (als absolute Nichtparallelität der Profile, d. h. als Summe der absoluten Unterschiede zwischen den Abweichungen der einzelnen Profilwerte von ihrem jeweiligen Mittelwert) und (4) die *globale Profilähnlichkeit* (City-Block-Metrik). Eine ausführliche Begründung dieser Maße sowie eine Beschreibung ihrer mathematischen Eigenschaften finden sich bei Schmitt (1989). Als Kriterium für die Validität der Konsistenz-Selbsteinschätzungen diente die Höhe ihrer linearen Korrelationen mit diesen faktischen intraindividuellen Konsistenzen.

Außer den genannten wurde ein drittes Validitätskriterium herangezogen: Die kritischen Zusammenhänge sollten *spezifisch* im Sinne der diskriminanten Validität sensu Campbell und Fiske (1959) sein, also nur den Konsistenzfaktor betreffen, für den sie theoretisch erwartet worden waren.

2.1.2 Kontrolle von Sozialer Erwünschtheit und Akquieszenz

Soziale Erwünschtheit hat sich, der These von Bem (1972) entsprechend, in mehreren Untersuchungen als Konsistenzmoderator erwiesen (vgl. Schmitt, 1990), wenngleich die Befundlage hierzu nicht einhellig ist und statt dem von Bem (1972) erwarteten linearen Moderatoreffekt zuweilen auch quadratische Effekte gefunden wurden (z. B. Amelang & Bartussek, 1970; Buse, 1976). Auch *Akquieszenz* wurde gelegentlich als potentieller Konsistenzmoderator untersucht (z. B. Vagt & Wendt, 1978). Obgleich auch die Ergebnisse dieser Studien nicht einheitlich sind, erscheint es ratsam, diese beiden Verfälschungstendenzen bei der Untersuchung von Konsistenzmoderatoren als potentielle systematische Störvariablen zu kontrollieren. Dies wurde bei allen unten beschriebenen Analysen getan. *Soziale Erwünschtheit* wurde hier mit dem Fragebogen von Lück und Timaeus (1969) erhoben, *Akquieszenz* mittels einer Stichprobe positiv und negativ geschlüsselter Items von maximaler theoretischer Heterogenität. Die Entwicklung dieses Akquieszenzmaßes, das eine geschätzte Reliabilität von Alpha = .67 hat, ist bei Schmitt (1988) ausführlich beschrieben.

2.1.3 Kreuzvalidierungen

Das gewählte methodische Vorgehen bei der Überprüfung der Validität der Konsistenzfaktoren bringt es mit sich, daß am gleichen Datenmaterial zahlreiche Signifikanztests durchgeführt werden müssen. Da diese in komplexer Weise voneinander abhängen, ist eine exakte Kontrolle des simultanen Fehlerrisikos über Adjustierung der einzelnen Irrtumswahrscheinlichkeiten praktisch unmöglich. Deshalb wurde hier auf solche Adjustierungen verzichtet. α wurde bei allen Modellgültigkeitsprüfungen und bei allen hypothesenkritischen Signifikanztests einheitlich auf .05 gesetzt. Um dennoch einen gewissen Schutz vor α - und β -Fehlern zu gewährleisten, wurden alle Modellgültigkeitsprüfungen, alle hypothesenkritischen Signifikanztests und alle Parameterschätzungen nicht nur an der jeweiligen Gesamtstichprobe von Probanden vorgenommen, sondern außerdem an zwei Teilstichproben, die, für jede Analyse neu, nach Zufall gezogen wurden. Ferner wurden in der Untersuchung intrafamiliärer Verantwortlichkeit, die längsschnittlich angelegt war, alle Berechnungen an den Daten aus jedem der drei Untersuchungsphasen angestellt. Zwar bietet auch dieses Kreuzvalidierungsverfahren keinen vollkommenen Schutz gegen Zufallsbefunde, es schien aber ein vernünftiger Kompromiß zwischen Exaktheit und Praktikabilität zu sein. Alle unten berichteten Ergebnisse, ausgenommen diejenigen zu Hypothese 5, sind im Sinne des beschriebenen Verfahrens repliziert.

2.1.4 Teststärke

Anders als in experimentellen Untersuchungen ist bei großen multivariaten Korrelationsstudien eine Testplanung im strengen Sinne (z. B. Hager, 1987) nicht realistisch. Deshalb wurde hier erst gar nicht versucht, die für α - und β -sichere Tests erforderliche Stichprobengröße a priori zu bestimmen. Statt dessen wurden die Stichproben so groß wie bei den verfügbaren Ressourcen möglich gewählt. Zur Bestimmung des β -Risikos bei der für einen Nullhypothesentest gegebenen Stichprobengröße wurde eine wahre Effektstärke von einheitlich 4% Partialdetermination angenommen (Ausnahme Hypothesen 6

und 10). Dies entspricht bei den Moderatoranalysen über moderierte Regressionsanalyse einer Partialkorrelation von .20 zwischen dem hypothesenkritischen Produktterm und dem Kriterium – bei Kontrolle der «Haupteffekte» von Prädiktor und Moderator sowie der Haupt- und Moderatoreffekte von *Sozialer Erwünschtheit* und *Akquieszenz*. Im Falle der intraindividuellen Konsistenzbestimmung entspricht diese Effektgröße einer Partialkorrelation von .20 zwischen den intraindividuellen Profilähnlichkeitsmaßen und den Konsistenzfaktoren – bei Kontrolle der beiden potentiellen Störvariablen *Soziale Erwünschtheit* und *Akquieszenz*. Die genannte Effektstärke von 4% Partialdetermination wurde den jeweiligen Reliabilitäten der *manifesten* Modellvariablen entsprechend *abgewertet* (Umkehrung der üblichen Minderungskorrektur). Bei den meisten der unten berichteten Hypothesentests über interindividuelle Konsistenzbestimmung liegt die Teststärke unter den gegebenen Bedingungen (jeweiliges N der Analysestichprobe; α = .05; Effektgröße = 4% Partialdetermination vor Abwertung) über .95, so daß die Beibehaltung der Nullhypothese in Fällen, in denen sie nicht verworfen werden kann, einem kleinen Fehlerrisiko unterliegt. Eine höhere β -Irrtumswahrscheinlichkeit muß dagegen bei den Hypothesentests über intraindividuelle Konsistenzbestimmung hingenommen werden, da die Profilähnlichkeitsmaße häufig sehr unzuverlässig waren und deshalb deutlich kleinere *manifeste* Effektgrößen angenommen werden mußten als bei den entsprechenden interindividuellen Moderatoranalysen.

2.2 Validierungsstudie 1: Intrafamiliäre Hilfeleistungen

Diese Untersuchung war längsschnittlich angelegt. Sie umfaßte drei Untersuchungszeiträume (U1, U2, U3), die selbst wiederum in sechs Untersuchungszeitpunkte (T1 bis T6) mit Abständen von zwei bis vier Wochen unterteilt waren. Zwischen gleichen Testzeitpunkten benachbarter Untersuchungszeiträume lagen jeweils neun Monate. Die Erhebungsinstrumente, ausnahmslos Fragebogen, wurden über die sechs Zeitpunkte verteilt vorgegeben und zwar analog dem angenommenen Prozeß der Entscheidung

für oder gegen eine prosoziale Handlung. Die Datenerhebung erfolgte postalisch.

Für die Zusammenstellung der Untersuchungsvariablen waren allgemeine Theorien prosozialen Verhaltens (z. B. Bierhoff, 1980), allgemeine Entscheidungstheorien (z. B. Fishbein & Ajzen, 1975) sowie spezifische Theorien über innerfamiliäre Hilfeleistungen (vgl. Schmitt & Gehle, 1983) maßgeblich. Die meisten Untersuchungsvariablen bezogen sich inhaltlich auf 34 potentielle Bedürfnisse oder Wünsche, die eine Mutter an ihre erwachsene Tochter haben kann, z. B. nach praktischen Hilfen im Alltag, nach Kontakt, nach Beistand in sorgenvollen Zeiten etc. Jede Probandin sollte zur individuellen Bearbeitung aus dieser Liste diejenigen fünf Bedürfnisse oder Wünsche ihrer Mutter an sie auswählen, die ihr zum Zeitpunkt der Untersuchung besonders wichtig zu sein schienen. Die hier zum Zwecke der Validierung des Konsistenz-Selbstbildes benutzten Variablen beziehen sich teils auf alle 34, teils auf die fünf individuell ausgewählten Bedürfnisse.

Die Untersuchungsstichprobe bestand zum ersten Testzeitpunkt aus 673 Probandinnen, dem selbstselegierten Rest einer stratifizierten Zufallsauswahl aus der Gesamtheit aller in Trier und seiner ländlichen Umgebung wohnhaften erwachsenen Frauen, deren Mütter noch leben. Die Ausfallrate betrug pro Testzeitpunkt durchschnittlich 3% der genannten Ausgangsgröße. Sie war negativ mit der Schulbildung korreliert.

2.2.1 Validierungskriterien der Konsistenzzentralität

2.2.1.1 Konsistenz von Einstellungen und Verhalten (Hypothese 1)

Der Bedeutung des Faktors *Konsistenzzentralität* inbegriffen ist die erste Validierungshypothese: *Hilfsbereitschaft* sollte um so stärker von *prosozialen Einstellungen* und *persönlichen Hilfeleistungsnormen* abhängen, je wichtiger es einer Person ist, sich im Einklang mit ihren Einstellungen zu verhalten und je mehr sie meint, dies zu tun.

Prosoziale Einstellungen wurden hier als allgemeine Bewertung von Hilfeleistungen erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber operationalisiert: *Ich finde es richtig, wenn eine er-*

wachsene Tochter regelmäßig telefonischen oder brieflichen Kontakt zu ihrer Mutter hat (sechsstufige Antwortskala: 1/*auf alle Fälle ...* 6/*auf keinen Fall*). Die *Persönlichen Hilfeleistungsnormen* wurden in Anlehnung an Schwartz (z. B. 1977) als Verpflichtungserleben gemessen: *Prinzipiell fühle ich mich verpflichtet, meine Mutter regelmäßig zu besuchen* (sechsstufige Antwortskala: 1/*stimmt genau ...* 6/*stimmt überhaupt nicht*). Die *Persönlichen Hilfeleistungsnormen* wurden ebenso wie die *Einstellungen* zu T2 eines Untersuchungszeitraums erhoben. Sechs Wochen später (T5) wurden die Probandinnen nach dem Ausmaß der *Hilfe*, die sie zwischenzeitlich in bezug auf jedes der fünf zur Bearbeitung ausgewählten Bedürfnisse ihrer Mutter geleistet hatten, gefragt: *Ich bin dem Wunsch meiner Mutter, in meinem Äußeren auf ihren Geschmack Rücksicht zu nehmen, (sechsstufige Antwortskala: 1/voll und ganz ... 6/überhaupt nicht) nachgekommen*. Die Zuverlässigkeit (interne Konsistenz Alpha) dieser drei Maße ist in Anbetracht der geringen Zahl von je fünf Items zufriedenstellend: *Einstellungen* (.73), *Normen* (.76), *Hilfe* (.83)².

Entgegen der Hypothese variiert der Zusammenhang zwischen *Einstellungen* und *Normen* einerseits und *Hilfe* andererseits nicht mit der *Konsistenzzentralität*. In den interindividuellen Konsistenzanalysen wurde keiner der beiden hypothesenkritischen Wechselwirkungseffekte (*Konsistenzzentralität* \times *Einstellung*; *Konsistenzzentralität* \times *Norm*) auf das Kriterium (*Hilfe*) signifikant. Entsprechend ergab sich bei den intraindividuellen Konsistenzanalysen keine signifikante Korrelation zwischen der *Konsistenz-*

1 Zur Veranschaulichung ist dieses Itembeispiel, wie auch die folgenden, inhaltlich auf *eines* der 34 möglichen Bedürfnisse oder Wünsche der Mutter bezogen. In der Untersuchung selbst mußten die Probandinnen bei Variablen, die nur hinsichtlich der fünf individuell ausgewählten Bedürfnisse gemessen wurden, diese an der entsprechenden Stelle selbst einfügen bzw. von einem Erinnerungsbogen in den Fragebogen übertragen.

2 Diese sowie die folgenden Werte für Zuverlässigkeiten, Effektgrößen und Teststärken geben die Verhältnisse in der Gesamtstichprobe im ersten Untersuchungszeitraum wieder. Die in den oben erläuterten Kreuzvalidierungsverfahren alternativ ermittelten Größen unterscheiden sich von diesen Angaben in der Regel zwar numerisch, jedoch in keinem Fall so stark, als daß die gezogenen Schlüsse in Frage stünden.

zentralität und den 8 Profilähnlichkeiten (vier Ähnlichkeitsmaße \times zwei Variablenpaare). Eine ausreichend sichere Annahme der Nullhypothese ($\beta < .05$) ist jedoch nur bei den Hypothesentests mittels moderierter Regression (interindividuelle Konsistenz) möglich. Die Profilähnlichkeiten als Maße intraindivideller Konsistenz waren ziemlich unreliabel. Ihre mittleren Wiederholungszuverlässigkeiten über neun und 18 Monate bewegten sich zwischen .24 und .47. Deswegen mußte die angenommene wahre Effektgröße von 4% Partialdetermination so stark abgewertet werden, daß die einzelnen Nullhypothesentests bestenfalls auf dem 7%-Niveau β -sicher sind.

Die beschriebenen Analysen wurden auch mit der *Absicht zur Hilfe* (statt geleisteter *Hilfe*) als Kriterium der *Einstellungen* und *Persönlichen Normen* durchgeführt. Die *Absicht zur Hilfe* wurde zu T4 mit Items wie dem folgenden erfaßt: *Ich will dem Bedürfnis oder Wunsch meiner Mutter, regelmäßig einen Teil meiner Freizeit mit ihr zu gestalten (gemeinsame Abende, Wochenenden, Ausflüge etc.)* (sechsstufige Antwortskala: 1/voll und ganz nachkommen ... 6/überhaupt nicht nachkommen). Die geschätzte Zuverlässigkeit dieses Maßes ist bei fünf Items mit $\alpha = .85$ vergleichsweise hoch.

Auch hier ging von der *Konsistenzzentralität* keine signifikante Moderatorwirkung aus, wobei sich wiederum nur die Ergebnisse der moderierten Regressionsanalysen als ausreichend β -sicher erwiesen.

2.2.1.2 Konsistenz von sozialen Normen und Verhalten (Hypothese 2)

Hypothese 2 bildet gewissermaßen das Gegenstück zu Hypothese 1: Bei Personen, die sich konsistent mit ihren Einstellungen und Überzeugungen verhalten, sollten andere Verhaltensfaktoren eine geringere Rolle spielen als bei inkonsistenten Personen. Zwei Faktoren, die im vorliegenden Verhaltensbereich mit *Einstellungen* und *Normen* als Selbsterwartungen konkurrieren, sind Fremderwartungen an das eigene Verhalten, etwa seitens der Mutter und von Freunden.

Inhaltlich bezogen waren diese beiden Variablen, die hier als *antizipierte Mißbilligung des ei-*

genen Verhaltens durch Freunde und als *antizipierte Enttäuschung der Mutter im Falle unterlassener Hilfe* spezifiziert waren, wiederum auf die fünf individuell ausgewählten Bedürfnisse. Sie wurden zu T4 eines jeden Untersuchungszeitraums mit folgenden Items erfaßt: *Wenn ich dem Bedürfnis oder Wunsch meiner Mutter, sie bei Auseinandersetzungen mit Familienangehörigen oder Verwandten zu unterstützen, nicht nachkommen werde, werden die meisten meiner besten Freunde bzw. Freundinnen das wahrscheinlich (sechsstufige Antwortskala: 1/sehr richtig finden ... 6/sehr falsch finden). Wenn ich dem Bedürfnis oder Wunsch meiner Mutter, mir ihre Sorgen anzuhören, nicht nachkommen werde, wird meine Mutter wahrscheinlich (sechsstufige Antwortskala: 1/extrem enttäuscht sein ... 6/nicht enttäuscht sein).* Diese beiden Maße haben bei je fünf Items geschätzte Reliabilitäten von $\alpha = .93$ und $\alpha = .87$.

Geprüft wurde Hypothese 2 wieder über die inter- und intraindividuelle Bestimmung faktischer Konsistenz. Als Kriterien fungierten wie in Hypothese 1 die *Absicht zur Hilfe* und die aus der Sicht der Tochter tatsächlich geleistete *Hilfe*. Erwartet wurden jedoch zu Hypothese 1 entgegengesetzt gerichtete Wechselwirkungseffekte (interindividuelle Konsistenz) bzw. Korrelationen (intraindividuelle Konsistenz): mit steigender *Konsistenzzentralität* sollten Fremderwartungen einen zunehmend geringeren Einfluß auf Handlungsentscheidungen ausüben. Entgegen dieser Erwartung erwies sich in den moderierten Regressionsanalysen keiner der vier hypothesenkritischen Wechselwirkungseffekte als statistisch bedeutsam. Wegen der hohen Reliabilität der Prädiktoren und der großen Analysestichprobe ist dieses Ergebnis auf dem 1%-Niveau β -sicher. Auch über die intraindividuelle Konsistenzbestimmung ließ sich kein Zusammenhang zwischen Konsistenz-Selbstbeschreibung und tatsächlicher Konsistenz in der Selbstbeschreibung nachweisen. Zwar fanden sich im ersten Untersuchungszeitraum in der Gesamtstichprobe insgesamt vier signifikante Partialkorrelationen (in der Größenordnung von .10) zwischen *Konsistenzzentralität* und den intraindividuellen Ähnlichkeitsmaßen, sie waren jedoch entgegen der Hypothese positiv und ließen sich im zweiten und dritten Untersuchungszeitraum nicht replizieren. Wegen der geringen Wiederholungs-

zuverlässigkeit der intraindividuellen Profilähnlichkeiten (maximal .47) war jedoch wie bei Hypothese 1 die Stärke der einzelnen Nullhypothesentests mit maximal .93 unbefriedigend.

2.2.1.3 Konsistenz von Absicht und Verhalten (Hypothese 3)

Hypothese 3 bezieht sich auf die bisherigen Kriterien, *Absicht zur Hilfe* und *Hilfe*. *Konsistenzzentralität* sollte den Zusammenhang zwischen *Absicht* und *Hilfe* aus zwei Gründen moderieren: Personen mit hoher *Konsistenzzentralität* sollten zu vermeiden trachten, einen leichtfertig gefaßten Entschluß nicht verwirklichen zu können (Prospektive). Gleichzeitig sollte es ihnen schwer fallen, handlungsmäßig von einem bereits gefaßten Entschluß abzuweichen (Retrospektive).

Hypothese 3 wurde in gleicher Weise wie die beiden ersten geprüft. Erneut fand sich kein Zusammenhang zwischen *Konsistenzzentralität* und tatsächlicher Konsistenz. Wegen der auch hier geringen Zuverlässigkeit der intraindividuellen Konsistenzmaße sind jedoch nur die Ergebnisse der moderierten Regressionsanalysen (interindividuelle Konsistenzbestimmung) ausreichend, d. h. auf dem 5%-Niveau, β -sicher.

2.2.1.4 Konsistenz von Einstellungen, Verhalten und Emotionen (Hypothese 4)

Kognitive Emotionstheorien hypothesieren funktionale Zusammenhänge zwischen kognitiven Einschätzungen, Werthaltungen, Emotionen und Verhalten. Beispielsweise wird angenommen, daß die Erfüllung persönlicher Normen zu Stolz und ihre Verletzung zu Schuldgefühlen führt (z. B. Schwartz & Howard, 1982), während die öffentliche Übertretung sozialer Normen Scham (z. B. Izard, 1981) oder Peinlichkeit (z. B. Edelmann, 1985) auslöst. Es liegt nahe zu vermuten, daß diese Zusammenhänge interindividuell variieren, und weiter, daß *Konsistenzzentralität* die emotionalen Konsequenzen Einstellungs- und Wert-konsistenten bzw. -diskrepanten Verhaltens moderiert: Je wichtiger es einer Person ist, den eigenen Überzeugungen gemäß zu handeln, desto affektwirk-

samer sollten Verletzungen und Einhaltungen dieser Überzeugungen sein. Entsprechend wird angenommen, daß Töchter mit ausgeprägter *Konsistenzzentralität* besonders stark auf Konsistenzen und Dissonanzen zwischen ihren *Prosozialen Einstellungen* und *Persönlichen Hilfeleistungsnormen* einerseits und tatsächlichem *Hilfefehandeln* ihrer Mutter gegenüber andererseits reagieren.

Die *emotionalen Reaktionen* wurden auf folgende Weise gemessen: *Wenn ich daran denke, was ich in bezug auf das Bedürfnis oder den Wunsch meiner Mutter, zu heiraten (statt in freier Partnerschaft zu leben), getan oder unterlassen habe, bin ich ... glücklich/traurig/zufrieden/ärgerlich/habe ich Schuldgefühle/bin ich stolz/wütend/erleichtert/schäme ich mich/habe ich ein schlechtes Gewissen* (sechsstufige Antwortskala zu jeder Reaktion: 1/überhaupt nicht ... 6/sehr). Diesen Emotionsitems liegen unabhängig von der Art des ausgewählten Bedürfnisses drei orthogonale Faktoren zugrunde: *Positive Gefühle* (glücklich, zufrieden, stolz, erleichtert), *Negative Gefühle* (traurig, ärgerlich, wütend, enttäuscht) und *Schuldgefühle* (habe Schuldgefühle, schäme mich, habe schlechtes Gewissen). Die gleiche Struktur ergibt sich, wenn die emotionalen Reaktionen hinsichtlich aller fünf ausgewählten Bedürfnisse simultan faktorisiert werden. Die entsprechenden Skalenwerte (Summen über die ungewichteten Markieritems) sind hinreichend zuverlässig ($\alpha > .80$).

Erwartet wurden ein positiver Effekt von *Hilfe* auf *positive Gefühle* und ein negativer Effekt von *Hilfe* auf *Schuldgefühle* (unbedingte Haupteffekte). Diese Effekte sollten mit zunehmender Ausprägung der *Einstellungen* und der *Persönlichen Normen* größer werden (Moderatoreffekt erster Ordnung). Schließlich, und dies ist hier hypothesenkritisch, sollte die Stärke der genannten Moderatoreffekte erster Ordnung mit der *Konsistenzzentralität* ansteigen. Geprüft wurde diese Moderatorhypothese zweiter Ordnung nur über interindividuelle Konsistenzbestimmungen. Entgegen den Erwartungen konnte für keinen der vier hypothesenkritischen Wechselwirkungsparameter zweiter Ordnung die Nullhypothese verworfen werden (zwei Emotionskriterien, zwei Moderatoren erster Ordnung). Dieses Ergebnis ist bei einer dreiprozentigen Irrtumswahrscheinlichkeit β -sicher.

2.2.1.5 Konsistenz zwischen selbst- und fremd- eingeschätztem Verhalten (Hypothese 5)

Konsistenzzentralität im hier verstandenen Sinne impliziert, daß sich Personen mit stabilen Einstellungen auch stabil verhalten. Da eine hohe Verhaltensstabilität valide Verhaltensbeschreibungen durch Beobachter erleichtert, kann erwartet werden, daß *Konsistenzzentralität* die Validität von *Selbstbeschreibungen des eigenen Verhaltens* gegenüber *entsprechenden Fremdbeschreibungen* moderiert.

Geprüft wurde diese Hypothese hier über Aussagen der Mütter, die unter anderem zum Ausmaß der von ihrer Tochter im fraglichen Zeitraum erhaltenen Hilfe mündlich oder schriftlich befragt wurden (Schrameier, 1985). Die *unbedingte* Validität der entsprechenden Einschätzungen von Mutter und Tochter beläuft sich auf $r = .57$ (vor Minderungskorrektur, beidseitige Mitteilung über die fünf Bedürfnisse). Die Hypothese *differentieller* Validität in Abhängigkeit von der *Konsistenzzentralität* wurde über inter- und intraindividuelle (hier: intradyadische) Konsistenzbestimmung geprüft. Erneut sprechen die Daten nicht zugunsten der Hypothese. Allerdings wäre hier wegen der kleinen Stichprobe von Müttern ($N = 47$) die Annahme der Nullhypothese – unabhängig von der Form des Hypothesentests – mit einem äußerst hohen Fehlerisiko von über 50% belastet. Außerdem war eine Kreuzvalidierung der geschätzten Effekt- und Zusammenhangsparameter nicht möglich, da die Analysestichprobe zu klein war und die Mütter nur einmalig befragt wurden (im zweiten Untersuchungszeitraum).

2.2.1.6 Interne Konsistenz homogener Skalen (Hypothese 6)

Das Phänomen der Pseudoattitüde im Sinne der Elaboration einer Einstellung anlässlich ihrer Erfragung (Boosch, 1986) sollte bei Personen mit hoher *Konsistenzzentralität* relativ gering sein, da sie um die Bildung eigenständiger Überzeugungen und Meinungen (schon vor einer Befragung) bemüht sind. Sie lassen deshalb im Vergleich zu Personen mit geringer *Konsistenzzentralität* eine größere Konsistenz zwischen in-

haltlich verschiedenen, aber gleichsinnig wertenden Aussagen über einen bestimmten Einstellungsgegenstand erwarten.

Geprüft wurde diese Hypothese hier am Kriterium der internen Konsistenz (Alpha) homogener Skalen zur Messung von *Einstellungen*, *Persönlichen Normen* und *Verantwortlichkeitsabwehr*. Die Bereitschaft zur *Verantwortlichkeitsabwehr* kann man ebenso wie die beiden anderen Eigenschaften als eine Werthaltung auffassen. Sie äußert sich u.a. durch negative Vorurteile (z. B. Montada, 1983). Die Messung der *Einstellungen* und *Personalen Normen* beruht hier inhaltlich auf allen 34 potentiellen Bedürfnissen oder Wünschen einer Mutter. Beide Instrumente lassen sich faktorenanalytisch in zwei weitgehend unabhängige, in sich homogene Teilskalen zerlegen: Die erste umfaßt Bedürfnisse nach praktischen und psychologischen Hilfen, die zweite den Wunsch der Mutter nach Akzeptanz ihrer Weltanschauung und Werthaltungen. *Verantwortlichkeitsabwehr* zielt auf ältere Menschen generell ab, nicht spezifisch auf die eigene Mutter. Gemessen wurde dieses Konstrukt mit einem Fragebogen aus zwölf Items, deren Korrelationen sich durch zwei weitgehend unabhängige Faktoren erklären lassen: Erstens das *Abstreiten von Bedürfnissen* älterer Menschen [z. B.: *Heutzutage wird die Lebenssituation alter Menschen unnötig dramatisiert* (sechsstufige Antwortskala: 1/*stimmt genau* ... 6/*stimmt überhaupt nicht*)], zweitens das Bezweifeln der *Verfügbarkeit von Mitteln* erwachsener Kinder für Hilfeleistungen an ihre Eltern [z. B.: *Es ist unverantwortlich, wenn Kinder ihre alten Eltern betreuen; das ist Aufgabe ausgebildeter Fachkräfte* (gleiche Antwortskala wie oben)]. Geprüft wurde Hypothese 6 anhand dieser sechs homogenen Teilskalen, die mit Ausnahme der zuletzt genannten Teilskala (*Verfügbarkeit von Mitteln*) *unbedingte* interne Konsistenzen von über .80 besitzen. Für den Hypothesentest wurde folgendermaßen verfahren: Zunächst wurden aus der *Konsistenzzentralität* die beiden potentiellen Störmoderatoren *Soziale Erwünschtheit* und *Akquieszenz* auspartialisiert. Dann wurde die Stichprobe am Median der so gebildeten *Partialvariable Konsistenzzentralität* dichotomisiert. Schließlich wurde in beiden Stichprobenhälften die interne Konsistenz der sechs beschriebenen Teilskalen berechnet.

Die Ergebnisse dieser Analysen entsprechen nicht der Hypothese. Die Unterschiede der ermittelten Alpha-Werte sind in keinem der sechs Fälle signifikant und nur in drei Fällen wie erwartet gerichtet. Allerdings ist die Beibehaltung der Nullhypothese ziemlich riskant. Für die Teststärkeanalysen wurde Alpha wie ein Korrelationskoeffizient behandelt und als Effektgröße ein Wert von $q = .20$ in Fischers Z-Werten angenommen (vgl. Cohen, 1969). Bei der gegebenen Stichprobengröße errechnet sich ein β -Risiko von 27%.

2.2.2 Validierungskriterium der Meinungsstabilität: Stabilität von Einstellungen (Hypothese 7)

Als erste Validierungskriterien für diesen Faktor der Konsistenz-Selbsteinschätzung dienten die tatsächlichen inter- und intraindividuellen Stabilitäten der schon in Hypothese 6 behandelten Maße (für *Einstellungen*, *Personale Normen* und *Verantwortlichkeitsabwehr*) über die drei Untersuchungszeiträume, also über Zeitstrecken von neun und 18 Monaten. Wie immer wurden *soziale Erwünschtheit* und *Akquieszenz* als potentielle Störmoderatoren statistisch kontrolliert.

In drei der 18 Regressionsanalysen (sechs Teilskalen \times drei Kombinationen von Untersuchungszeiträumen) wurde der hypothesenkritische Produktterm signifikant. Er war jedoch in zwei Fällen entgegen der Hypothese gerichtet. In den 15 verbleibenden Fällen konnte die statistische Nullhypothese nicht verworfen werden. Ihre Beibehaltung unterliegt jedoch einem je nach Größe der gegebenen Analysestichprobe bis zu 12%igen Irrtumsrisiko. Die geringe Teststärke war durch den kumulativen Ausfall von Probandinnen über die Zeit der Untersuchung bedingt. Das gleiche Problem stellte sich bei den Hypothesentests über intraindividuelle Stabilität, deren Stärke wegen der geringen Reliabilität der Profilstabilitäten ohnehin schon nicht hoch war. Eine ausreichend sichere Aussage, daß *Meinungsstabilität* mit der tatsächlichen intraindividuellen Stabilität von *Einstellungen*, *Persönlichen Normen* und *Verantwortlichkeitsabwehr* nicht korreliert, ist deshalb zwar nicht möglich. Jedoch findet sich umgekehrt in den Daten nicht der geringste Hinweis zugunsten der Hypothese. Die Zahl signifikanter Korrelationen

zwischen *Meinungsstabilität* und den diversen intraindividuellen Profilstabilitäten lag noch unterhalb der Zufallserwartung von 5%.

2.2.3 Validierungskriterium der Robustheit gegenüber Situationseinflüssen: Konsistenz von Kosten und Verhalten (Hypothese 8)

Personen mit ausgeprägter *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen* behaupten von sich, daß auch widrige Umstände sie nicht daran hindern, ihre Überzeugungen in die Tat umzusetzen. Kosten, die bei der Verwirklichung einstellungsgemäßen Verhaltens entstehen, sind ein typisches Beispiel für solche Hindernisse. Für den großen Einfluß, den sie auf Handlungsentscheidungen ausüben, gibt es gerade aus der Altruismusforschung zahlreiche Belege (z. B. Piliavin, Dovidio, Gaertner & Clark, 1981).

Die *Kosten*, die einer Tochter aus ihrer Sicht entstehen würden, wenn sie einem bestimmten Wunsch oder Bedürfnis ihrer Mutter nachkäme, wurden hier zu T4 eines jeden Untersuchungszeitraums mit Items wie dem folgenden gemessen: *Wenn ich dem Bedürfnis oder Wunsch meiner Mutter, daß ich sie pflege, weil sie vorübergehend krank ist, nachkommen werde, entstehen mir* (sechsstufige Antwortskala: 1/*sehr hohe Kosten* ... 6/*überhaupt keine Kosten*)³. Mit Alpha = .93 ist dieses Maß bei nur fünf Items erstaunlich zuverlässig.

Geprüft wurde, ob *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen* der Hypothese entsprechend die Effekte der *antizipierten Kosten* auf die beiden Kriterien *Absicht* und *Hilfe* moderiert, und ob die intraindividuellen Konsistenzen zwischen *Kosten* einerseits und *Absicht* sowie *Hilfe* andererseits bedeutsam mit *Robustheit* korrelieren. Beides war nicht der Fall. Die Ergebnisse der moderierten Regressionsanalysen sind in hohem Maße β -sicher ($< .01$). Deutlich geringer fällt wiederum die Stärke der Nullhypothesentests über die intraindividuelle Konsistenzbestimmung aus. Sie liegt hier bestenfalls bei 91%.

3 In der Instruktion zu diesem Instrument wurden die Probandinnen angewiesen, einen breiten Kostenbegriff zu verwenden. Außer finanziellen sollten auch psychische Kosten, Zeitaufwand sowie Verzichtleistungen jedweder Art berücksichtigt und zu einem summarischen Urteil vereint werden.

2.3 Validierungsstudie 2: Verantwortlichkeit gegenüber Benachteiligten

Diese Untersuchung war querschnittlich angelegt. Wegen der großen Zahl von Erhebungsinstrumenten wurden jedoch fünf Meßzeitpunkte im zeitlichen Abstand von drei bis vier Wochen vorgesehen. Wie in Untersuchung 1 wurden die Daten mittels Fragebogen auf dem Postwege erhoben.

Die Probandenstichprobe umfaßte zum ersten Testzeitpunkt 340 Männer und Frauen. Die mittlere Ausfallquote pro Testzeitpunkt betrug sechs Prozent der Ausgangsgröße. Die Stichprobe setzte sich zusammen aus den selbstselegierten Resten (1) einer nur altersmäßig (21–70 Jahre) und regional (Stadt Trier) begrenzten Zufallsstichprobe aus der entsprechenden Grundgesamtheit sowie (2) mehrerer Kriteriumspopulationen, die im Hinblick auf die Validierung des zentralen Konstrukts der Untersuchung, der *Existentiellen Schuld wegen unverdienter Privilegien*, definiert worden waren (vgl. Reichle, 1983).

Die Messung der für die Genese existentieller Schuldgefühle als relevant erachteten Wahrnehmungen, Bewertungen und Personeigenschaften wurden inhaltlich auf drei Gruppen von Benachteiligten bezogen, Menschen aus der Dritten Welt, türkische Gastarbeiter in der BRD und Körperbehinderte.

2.3.1 Validierungskriterien der Konsistenzzentralität

2.3.1.1 Konsistenz kognitiver, affektiver und konativer Einstellungskomponenten (Hypothese 9)

In der Untersuchung wurden zwei Maße der *Einstellung gegenüber türkischen Gastarbeitern und gegenüber Körperbehinderten* erhoben: Eine Liste wertender Attribute (*Adjektivliste*) und ein *Verhaltensdifferential* (nach Bogardus, 1925). Mit der *Adjektivliste* sollten die kognitiven und emotionalen Einstellungskomponenten erfaßt werden, mit dem *Verhaltensdifferential* die konativen. Erwartet wurde, daß der Zusammenhang zwischen diesen beiden Einstellungsmaßen bei Probanden mit hoher *Konsistenzzentralität* enger sein würde als bei Personen mit niedriger *Konsistenzzentralität*.

Die Items der beiden *Verhaltensdifferential* erwiesen sich dem Konstruktionsziel entsprechend als weitgehend transitiv (Reproduzierbarkeitskoeffizienten $n \geq .92$) und intern konsistent (Alpha .90). Am leichtesten war das Item *«Ich würde mich jederzeit mit einem Körperbehinderten (bzw. einem türkischen Gastarbeiter) unterhalten»* (sechsstufige Antwortskala: 1/*stimmt genau* ... 6/*stimmt überhaupt nicht*), während für die Bereitschaft, eine Körperbehinderte bzw. türkische Gastarbeiterin zu heiraten, erwartungsgemäß die durchschnittlich geringste Zustimmung registriert wurde. Aus den beiden *Adjektivlisten* bilden folgende Items homogene Skalen (Alpha > .89): *Der «typische türkische Gastarbeiter» ist ... sympathisch/ehrgeizig/klug/sauber/ehrlich/fleißig/ordentlich/freundlich/aktiv/hilfsbereit/liebenswert* (jeweils sechsstufige Antwortskala: 1/*überaus* ... 6/*überhaupt nicht*).

Die Moderatorhypothese wurde über modellierte Regressionsanalysen mit den *Verhaltensdifferentialen* als Regressanden, den *Adjektivskalen* als Regressoren und der *Konsistenzzentralität* als Moderator geprüft. Eine intraindividuelle Konsistenzbestimmung war mangels vergleichbarer Profile nicht möglich. Die Ergebnisse entsprechen nicht den theoretischen Erwartungen. Nur einer der beiden hypothesenkritischen Wechselwirkungseffekte (Körperbehinderte) wurde signifikant, er war jedoch der Hypothese entgegengesetzt gerichtet. Im anderen Fall (türkische Gastarbeiter) beträgt die β -Fehlerwahrscheinlichkeit 8%.

2.3.1.2 Interne Konsistenz homogener Skalen (Hypothese 10)

Hypothese 10 ist identisch mit Hypothese 6, wurde jedoch größtenteils an anderen Eigenschaftskonstrukten überprüft, nämlich: (1) *Verantwortlichkeitsabwehr* (a) gegenüber türkischen Gastarbeitern, (b) gegenüber Menschen in der Dritten Welt, (c) gegenüber Körperbehinderten. Die verwendeten Maße entsprechen dem unter Hypothese 6 beschriebenen Maß für die Verantwortlichkeitsabwehr gegenüber älteren Menschen und besitzen auch die gleiche faktorielle Struktur. Die internen Konsistenzen der ersten Teilskala betragen durchschnittlich .86, die der zweiten .73. (2) *Einstellung (Verhaltensdifferen-*

tial) gegenüber (a) türkischen Gastarbeitern und (b) gegenüber Körperbehinderten (vgl. Hypothese 9). (3) *Einstellung (Adjektivliste)* gegenüber (a) türkischen Gastarbeitern, (b) Körperbehinderten und (c) Menschen in der Dritten Welt. Die beiden ersten Instrumente wurden bereits unter Hypothese 9 beschrieben. Die Messung der Einstellung gegenüber Menschen in der Dritten Welt erfolgte analog; die Meßeigenschaften sind ähnlich (Alpha = .90). (4) *Gerechtigkeitsüberzeugungen*: 32 Items, die alle mit sechsstufigen Antwortskalen (1/*stimmt genau* ... 6/*stimmt überhaupt nicht*) versehen waren, manifestieren vier weitgehend unabhängige Faktoren: (a) *Befürwortung des Leistungsprinzips* (neun Items, z. B.: *Ich finde es gerecht, daß knappe Studienplätze an die Bewerber mit den besseren Abiturnoten vergeben werden.* Alpha = .76), (b) *Befürwortung des Bedürfnisprinzips* (sechs Items, z. B.: *Unterhalten Freunde ein gemeinsames Auto, finde ich es gerecht, wenn sie sich die anfallenden Kosten ihrem Einkommen entsprechend teilen.* Alpha = .79), (c) *Befürwortung der Chancengleichheit* (sechs Items, z. B.: *Bewerben sich mehrere LKW-Fahrer bei einer Spedition, finde ich es gerecht, wenn die Stelle verlost wird.* Alpha = .90) und (d) *Befürwortung faktischer Gleichheit* (vier Items, z. B.: *Ich finde es gerecht, wenn zwei berufstätige Ehepartner ihr gemeinsames Auto abwechselnd für die Fahrt zum Arbeitsplatz benutzen.* Alpha = .61).

Die Hypothese wurde wie Hypothese 6 geprüft. Die Ergebnisse sind ähnlich negativ: In der Stichprobenhälfte mit überdurchschnittlicher *Konsistenzzentralität* waren die internen Konsistenzen von zwei der 16 untersuchten Teilskalen statistisch bedeutsam höher; jedoch bestand im Schnitt über alle 16 Teilskalen ein gegenteiliger, wenn auch schwacher und insignifikanter Trend (durchschnittliche Alpha-Differenz: .008). Wegen der geringen Größe der Teilstichproben ist das β -Fehlerrisiko mit über .50 allerdings äußerst groß.

2.3.1.3 Konsistenz des moralischen Urteils (Hypothese 11)

Der m-u-t von Lind (1978) beansprucht, *strukturelle* und *inhaltliche* Aspekte des moralischen Urteils im Sinne der kognitiven Entwicklungstheorie von Kohlberg (z. B. 1976) zu trennen. In

der hier verwendeten Fassung enthält er zwei Dilemmas mit vorgegebener Lösung (illegale Beschaffung von Beweismitteln, Euthanasie). Zu jedem Dilemma werden zwölf Argumente dargeboten. Sechs dieser Argumente befürworten die Lösung, sechs kritisieren sie als falsch. Jedes der sechs pro- und der sechs contra-Argumente repräsentiert eine Entwicklungsstufe des moralischen Urteils. Die Versuchsperson soll die Akzeptabilität jedes der insgesamt 24 Argumente beurteilen (hier auf sechsstufigen Schätzskalen). Die intraindividuelle Varianz zwischen den Dilemmas und zwischen den Lösungsalternativen spiegelt den Inhaltseffekt auf das individuelle moralische Urteil wider, die Varianz zwischen den Stufen den Struktureffekt. Die verbleibende Varianz ist Fehlervarianz und Inhalt \times Struktur-Interaktionsvarianz.

Es wurde angenommen, daß *Konsistenzzentralität* sowohl mit der intraindividuellen Strukturvarianz als auch mit der intraindividuellen Inhaltsvarianz positiv korreliert. Hinter der Annahme eines differentiellen Struktureffektes steht folgende Überlegung: Werturteile wirken, zumindest auf rationale Menschen, in dem Maße überzeugend, in dem sie vernünftig begründet werden können. Dies gilt zumindest für alle jene Wertnormen, die sich zweckrational, also an ihren Folgen, messen lassen. Die meisten der von Kohlberg und anderen beschriebenen Argumente von Probanden fügen sich nahtlos in ein zweckrationales Begründungsschema. Dies gilt auch für die im m-u-t vorgegebenen Argumente. Von Personen mit ausgeprägter *Konsistenzzentralität* kann, da sie um eigenständige Überzeugungen bemüht sind, überdurchschnittliche Vertrautheit mit solchen zweckrationalen Begründungen von Werturteilen erwartet werden. Diese Vertrautheit sollte sie befähigen, die Struktur der im m-u-t vorgegebenen Begründungen präziser zu erfassen und in ihrem Urteil einheitlicher zu berücksichtigen als Personen mit geringer *Konsistenzzentralität*. Mit einem differentiellen Inhaltseffekt wurde gerechnet, weil Personen mit ausgeprägter *Konsistenzzentralität* eine festere Meinung über die Verbindlichkeitshierarchie der in Konflikt geratenen Normen und Werte haben sollten als Personen mit geringer *Konsistenzzentralität*. Dies läßt erwarten, daß erstere im Vergleich zu letzteren auch über verschiedene Argumente hinweg die-

jenige Lösung eines moralischen Dilemmas bevorzugen, die ihrer persönlichen Werthaltung näher kommt.

Geprüft wurde die Hypothese, indem die intraindividuellen Profilähnlichkeiten zwischen allen Personen der vier Antwortvektoren (zwei Dilemmas × zwei Lösungsalternativen) bei Kontrolle der beiden potentiellen Störvariablen *Soziale Erwünschtheit* und *Akquieszenz* mit *Konsistenzzentralität* korreliert wurden. Die Ergebnisse tendieren zugunsten der Hypothese: Zwei der insgesamt sechs Profilverlaufsähnlichkeiten und zwei der insgesamt sechs absoluten Profilhöhenunterschiede korrelieren signifikant positiv mit *Konsistenzzentralität*. Aus drei Gründen ist dieses Ergebnis jedoch kein überzeugender Beleg für die Validität der *Konsistenzzentralität*: Erstens sind die genannten Partialkorrelationen mit durchschnittlich .18 niedrig. Zweitens überwiegen insignifikante Partialkorrelationen. Drittens genügt das Ergebnismuster nicht dem Kriterium der diskriminanten Validität, d.h. auch die anderen Konsistenzfaktoren korrelieren in ähnlicher Weise und vereinzelt sogar höher mit den intraindividuellen Konsistenzen des moralischen Urteils.

2.3.2 Validierungskriterium der Meinungsstabilität: Stabilität der Parteipräferenz bei Bundestagswahlen (Hypothese 12)

Politisches Wahlverhalten ist ein vortrefflicher Einstellungsindikator (Tittle & Hill, 1967). In der vorliegenden Untersuchung wurden die Probanden nach ihrem Votum bei den Bundestagswahlen 1980 und 1983 gefragt⁴. Die Stabilität dieser Präferenz ist ein geeignetes Validierungskriterium für *Meinungsstabilität*. Dies jedoch nur unter der Voraussetzung, daß das politische Profil und andere wesentliche Merkmale der Parteien, die das Wahlverhalten bedingen, aus der Sicht der Wähler konstant blieben. Diese Voraussetzung war bei der FDP sicher verletzt, da von ihr die politische Wende 1982 betrieben wurde. Deshalb wurde hier als Kriterium für *Meinungsstabilität* nicht nur die *faktische Übereinstimmung der beiden Wahlentscheidungen* ei-

4 Die Frage nach dem Wahlverhalten wurde im März 1983 gestellt, so daß falsche Erinnerungen auf das mögliche Minimum beschränkt sein sollten.

nes Probanden herangezogen, sondern auch ein dreistufiges *Maß politischer Ähnlichkeit der Parteien* gebildet, welches die historischen Umstände der beiden Bundestagswahlen berücksichtigen sollte. Dieses *Ähnlichkeitsmaß*, dessen Definition Tabelle 1 entnommen werden kann, korreliert mit der binärskalierten *faktischen Konsistenz* des Wahlverhaltens punktbiserial zu .86.

Die semipartielle punktbiseriale Korrelation des *binären Stabilitätskriteriums* mit der um *Soziale Erwünschtheit* und *Akquieszenz* bereinigten *Meinungsstabilität* beträgt lediglich .04. Insignifikant ist auch der reine Zusammenhang zwischen der *Meinungsstabilität* und dem *dreistufigen Stabilitätskriterium*. Beide Ergebnisse sprechen somit nicht für die Validität der Konsistenz-Selbsteinschätzung. Allerdings ist der β -Fehler der beiden Nullhypothesentests mit .33 (*faktische Stabilität*) und .34 (*dreistufiges Stabilitätsmaß*) relativ hoch.

3. Zusammenfassung und Diskussion

Bisherige Versuche, Konsistenz dem Vorschlag von Bem und Allen (1974) entsprechend über Selbsteinschätzungen zu messen, weisen zwei Nachteile auf: Erstens sind diese Maße unzuverlässig, und zweitens sind sie wegen des zugrundeliegenden Konzepts der Verhaltensvariabilität dem Modell relativer Konsistenz nicht optimal angemessen. Deshalb können die schlechten Erfolge im Sinne der Konsistenzmoderation, die mit diesen Selbstbeschreibungen erzielt wurden, nicht sicher als Ausdruck geringer Validität gewertet werden.

Der eigene Versuch, die genannten Schwächen des Bem und Allen-Maßes zu überwinden,

Tabelle 1: Definition der politischen Ähnlichkeit von Voten anlässlich der beiden Bundestagswahlen 1980 und 1983

Wahl 1980	Wahl 1983			
	CDU/CSU	SPD	FDP	Grüne
CDU/CSU	1	3	2	3
SPD	3	1	3	2
FDP	2	2	2	3

Anmerkung:
1 bedeutet maximale Ähnlichkeit, 3 minimale.

mündete in einem Fragebogen zur Messung *bereichsspezifischer* Konsistenz, der faktorenanalytisch in drei mäßig korrelierte Teile zerfällt. Eine Teilskala mißt *Konsistenzzentralität*. Darunter ist die bei sich selbst wahrgenommene Bereitschaft einer Person zu verstehen, eigenständige Einstellungen zu entwickeln und sich diesen entsprechend zu verhalten. Eine weitere Teilskala mißt *Meinungsstabilität*, das Selbstbild von der Stabilität der eigenen Einstellungen und Überzeugungen. Die dritte Teilskala schließlich mißt *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen*, das Selbstkonzept einer Person, sie lasse sich auch durch widrige Umstände nicht davon abbringen, ihren Einstellungen gemäß zu handeln. Diese faktorielle Struktur erwies sich als invariant über verschiedene Probandenstichproben und als weitgehend invariant über die Schlüsselrichtung der Items. Die drei besagten Teilskalen sind zuverlässig im Sinne der internen Konsistenz (Alpha mindestens .80).

Jedoch, und dies ist das zentrale und einhellige Ergebnis der hier berichteten Untersuchungen, stimmen diese Konsistenz-Selbsteinschätzungen mit entsprechenden faktischen Konsistenzen nicht überein:

Entgegen den Erwartungen moderierte *Konsistenzzentralität* weder den Zusammenhang zwischen prosozialen Einstellungen oder persönlichen Hilfeleistungsnormen einerseits und der Absicht der Hilfe oder der tatsächlichen Hilfe andererseits (Hypothese 1), noch den Zusammenhang zwischen Fremderwartungen seitens signifikanter anderer einerseits und der Absicht zur Hilfe oder der tatsächlichen Hilfe andererseits (Hypothese 2), noch den Zusammenhang zwischen der Absicht zur Hilfe und der tatsächlich gewährten Hilfe (Hypothese 3), noch den Zusammenhang zwischen der Konsistenz bzw. Dissonanz von Einstellungen oder Normen mit Verhalten einerseits und emotionalen Reaktionen auf diese Konsistenzen bzw. Dissonanzen andererseits (Hypothese 4), noch die Validität von Selbsteinschätzungen des eigenen Verhaltens gegenüber entsprechenden Fremdeinschätzungen (Hypothese 5), noch die interne Konsistenz von Fragebogen, die Werthaltungen im weitesten Sinne (Einstellungen, Persönliche Normen, Verantwortlichkeitsabwehr, Gerechtigkeitsüberzeugungen) messen (Hypothese 6 und 10), noch die Konsistenz kognitiver und

emotionaler Bestandteile einer sozialen Einstellung mit der entsprechenden konativen Komponente (Hypothese 9).

Ähnlich enttäuschend waren die Ergebnisse bei selbstberichteter *Meinungsstabilität*: Wider Erwarten stand diese weder mit der faktischen Stabilität von prosozialen Einstellungen, persönlichen Hilfeleistungsnormen und der Tendenz zur Verantwortlichkeitsabwehr über neun und 18 Monate (Hypothese 7) in Zusammenhang, noch mit der Stabilität der Parteipräferenz bei zwei Bundestagswahlen (Hypothese 12).

Schließlich konnte auch für die dritte Komponente des Konsistenz-Selbstbildes, die *Robustheit gegenüber Situationseinflüssen*, kein Zusammenhang mit faktischer Konsistenz nachgewiesen werden. Entgegen den Erwartungen moderierte dieser Konsistenzfaktor nicht den Zusammenhang zwischen den antizipierten Kosten einer Hilfeleistung einerseits und der Absicht zur Hilfe oder der tatsächlich gewährten Hilfe andererseits (Hypothese 8).

Mangelnde Reliabilität der verwendeten Meßinstrumente scheidet als Erklärung für diese Ergebnisse aus, denn auch nach Minderungskorrekturen bleiben die hypothesenkritischen Zusammenhangs- und Effektstärken um ein Mehrfaches kleiner, als man für valide Selbstbeschreibungsmaße erwarten darf. In fast allen Fällen ließ sich nicht einmal die Hypothese falsifizieren, die validitätskritischen Zusammenhangs- und Effektparameter seien vom Betrag Null. Und dies, obwohl die Stärke der statistischen Nullhypothesentests hier im Schnitt deutlich höher lag als in den meisten vergleichbaren Untersuchungen. Zwar überschritt der nominelle β -Fehler der einzelnen Nullhypothesentests häufig die 5%-Schwelle; man beachte aber, daß bei den Teststärkeanalysen hier von einer sehr kleinen Effektgröße ausgegangen und diese außerdem den Unzuverlässigkeiten der beteiligten Meßvariablen entsprechend abgewertet wurde. Hätte man für die Teststärkeanalysen statt einer Partialdetermination von 4% eine Partialdetermination angenommen, wie man sie sich für ein valides Meßinstrument gegenüber einem validen Kriterium idealerweise wünscht, also etwa 50% gemeinsame Varianz, würde sich die Stärke *aller* hier berichteten Nullhypothesentests auf über .95 belaufen.

Die Befunde können nicht auf Validitätsmängel der Meßvariablen, die zur Bestimmung der faktischen Konsistenzen herangezogen wurden, zurückgeführt werden, denn diese waren zuvor umfangreichen Validierungsuntersuchungen unterzogen worden, deren Ergebnisse einer solchen Erklärung klar widersprechen (Schrameier, 1985; Schmitt, Montada & Dalbert, 1985; Schmitt, Dalbert & Montada, 1985, 1986a, 1986b; Montada, Schmitt & Dalbert, 1986; Montada, Dalbert, Reichle & Schmitt, 1986; Dalbert, 1987; Schneider, Meißner, Montada & Reichle, 1987; Montada, Dalbert & Schmitt, 1988a, 1988b; Dalbert, Steyer & Montada, in Druck).

Unerheblich ist schließlich auch, daß faktische Konsistenz mit einer Ausnahme (Hypothese 5) immer an Selbstbeschreibungen ermittelt wurde. Wenn hierdurch im Vergleich zu objektiven Daten überhaupt Verfälschungen zustande kommen, dann sollten sich diese wegen des bei den meisten Probanden sicher gegebenen Motivs, Selbstbeschreibungen nicht widersprüchlich, sondern im Gegenteil stimmig zu gestalten, zugunsten der Validierungshypothesen auswirken.

Die genannten Fakten und Argumente lassen zwei alternative Interpretationen der berichteten Ergebnisse zu: (1) Konsistenz unterliegt beträchtlichen *intraindividuellen Unterschieden*, ist also keine generalisierte Eigenschaft. Insofern können von *unspezifischen* Konsistenzschatzungen keine Zusammenhänge mit *bereichsspezifischen* faktischen Konsistenzen erwartet werden. Diese Interpretation läßt sich zwar mit den theoretischen und empirischen Argumenten anfechten, mit denen hier die Konstruktion eines *unspezifischen* Konsistenzmaßes begründet worden war (siehe oben); sollte sie sich in künftigen Untersuchungen aber dennoch bewahrheiten, wären (spezifische) Konsistenz-Selbsteinschätzungen kaum mehr interessant, da sie gegenüber ipsativen Varianzen als objektiv(er)en Konsistenzmaßen keine nennenswerten Vorteile mehr hätten.

(2) Alternativ kann vermutet werden, daß Konsistenz-Selbsteinschätzungen der Art, wie sie hier untersucht wurden, generell nicht valide sind. Für diese Interpretation sprechen die Ergebnisse einer Fremdrateruntersuchung (vgl. Schmitt, 1988), in der je drei Verwandte oder

Bekannte einer Versuchsperson diese hinsichtlich der hier untersuchten Konsistenzfaktoren (*Zentralität, Stabilität und Robustheit*) einschätzen sollten. Nur in wenigen Fällen überschritten die Inter-Rater-Reliabilitäten und die Validitäten der Selbsteinschätzungen gegenüber der mittleren Fremdeinschätzung die Schwelle von .30.

Wenngleich die Ungültigkeitsthese besser fundiert ist als die Spezifitätsthese, legen sie die gleiche Schlußfolgerung nahe: Allgemeine Konsistenz-Selbsteinschätzungen sind offenbar nicht geeignet, Personen danach zu differenzieren, wie gut sich ihr Verhalten in ein Eigenschaftsmodell fügt.

Literatur

- Amelang, M. (1987). Fragebogen-Tests und experimentallpsychologische Variablen als Korrelate der Persönlichkeitsdimensionen Extraversion/Introversion (E/I) und Neurotizismus (N). In M. Amelang (Hrsg.), *Bericht über den 35. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Heidelberg 1986*. (Band 2) (S. 403–416). Göttingen: Hogrefe.
- Amelang, M. & Bartussek, D. (1970). Untersuchungen zur Validität einer neuen Lügenskala. *Diagnostica*, 16, 103–122.
- Amelang, M. & Borkenau, P. (1981). Vorhersagen über einige Personen und viele Merkmale. Oder: Konsistenz über Merkmale und Kontextbedingungen als Eigenschaft. In W. Michaelis (Hrsg.), *Bericht über den 32. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Zürich 1980* (S. 495–498). Göttingen: Hogrefe.
- Amelang, M., Kobolt, C. & Frasch, A. (1985). Auf der Suche nach Personen mit Eigenschaften: Untersuchungen zur Restriktion des Eigenschaftsmodells auf Untergruppen von Personen, Verhaltensweisen und Situationen. In D. Albert (Hrsg.), *Bericht über den 34. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Wien 1984*. (Band 1) (S. 330–333). Göttingen: Hogrefe.
- Asendorpf, J. (1988). *Die differentielle Sichtweise in der Psychologie – angewandt auf die Entwicklung sozialer Gehemtheit*. Unveröff. Habil., Universität München.
- Bem, D. J. (1972). Constructing cross-situational consistencies in behavior: Some thoughts on Alker's critique of Mischel. *Journal of Personality*, 40, 17–26.
- Bem, D. J. & Allen, A. (1974). On predicting some of the people some of the time: The search for cross-situational consistency in behavior. *Psychological Review*, 81, 506–520.
- Bierhoff, H. W. (1980). *Hilfreiches Verhalten*. Darmstadt: Steinkopff.
- Bogardus, E. S. (1925). Measuring social distance. *Journal of Applied Sociology*, 9, 299–308.
- Boosch, A. (1986). *Attitüden und Pseudoattitüden*. Frankfurt: Lang.
- Borkenau, P. (1981). *Intraindividuelle Variabilität und differentielle Vorhersagbarkeit*. Unveröff. Diss., Universität Heidelberg.
- Brehm, J. W. (1960). A dissonance analysis of attitude-discrepant behavior. In M. J. Rosenberg, C. I. Hovland, W. J. McGuire, R. P. Abelson & J. W. Brehm (Eds.), *Attitude organization and change* (pp. 164–197). Westport, CT: Greenwood Press.
- Buse, L. (1976). Zur Interpretation einer Lügenskala. *Diagnostica*, 22, 34–43.
- Campbell, D. T. & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81–105.
- Chaplin, W. F. & Goldberg, L. R. (1984). A failure of replicate the BEM and ALLEN-study of individual differences in cross-situational consistency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 1074–1090.
- Cheek, J. M. (1982). Aggregation, moderator variables, and the validity of personality tests: A peer rating study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 1254–1269.
- Cohen, J. (1969). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. New York: Academic Press.
- Cohen, J. (1978). Partialled products are interactions; partialled powers are curve components. *Psychological Bulletin*, 85, 858–866.
- Dalbert, C. (1987). *Ein Veränderungsmodell prosozialer Handlungen*. Regensburg: Roderer.
- Dalbert, C., Steyer, R. & Montada, L. (in Druck). Die konzeptuelle Differenzierung zwischen Emotionen mit Hilfe von Strukturgleichungsmodellen: Existentielle Schuld und Mitleid. *Psychologische Beiträge*.
- Dalbert, C., Montada, L., Schmitt, M. & Schneider, A. (1984). *Existentielle Schuld: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen* (Berichte aus der Arbeitsgruppe «Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral» Nr. 24). Trier: Universität Trier, Fachbereich I – Psychologie.
- Edelmann, R. J. (1985). Social embarrassment: An analysis of the process. *Journal of Social and Personal Relationships*, 2, 195–213.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F. & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 522–527.
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention and behavior*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Greener, J. L. & Penner, L. A. (1982). The reliability and validity of Bem and Allen's measure of cross-situational consistency. *Social Behavior and Personality*, 10, 241–244.
- Hager, W. (1987). Grundlagen einer Versuchsplanung zur Prüfung empirischer Hypothesen in der Psychologie. In G. Lüer (Hrsg.), *Allgemeine Experimentelle Psychologie* (S. 43–264). Stuttgart: Fischer.
- Izard, C. E. (1981). *Die Emotionen des Menschen*. Weinheim: Beltz. (Original erschienen 1977: Human Emotions).
- Kenrick, D. T. & Braver, S. L. (1982). Personality: Idiographic and nomothetic! *Psychological Review*, 89, 182–186.
- Kenrick, D. T. & Stringfield, D. O. (1980). Personality traits and the eye of the beholder: Crossing some traditional philosophical boundaries in the search for

consistency in all of the people. *Psychological Review*, 87, 88–104.

- Kohlberg, L. (1976). Moral stages and moralization: The cognitive developmental approach. In T. Lickona (Ed.), *Moral development and behavior* (pp. 31–53). New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Lind, G. (1978). Wie mißt man moralisches Urteil? Probleme und alternative Möglichkeiten der Messung eines komplexen Konstruktes. In G. Portele (Hrsg.), *Sozialisation und Moral* (S. 171–201). Weinheim: Beltz.
- Lippa, R. & Mash, M. (1981). The effects of self-monitoring and self-reported consistency on the consistency of personality judgments made by strangers and intimates. *Journal of Research in Personality*, 15, 172–181.
- Lück, H. E. & Timaeus, E. (1969). Skalen zur Messung Manifesten Angst (MAS) und Sozialer Wünschbarkeit (SDS-E und SDS-CM). *Diagnostica*, 15, 134–141.
- Magnusson, D. & Endler, N. S. (1977). Interactional psychology: Present status and future prospects. In D. Magnusson & N. S. Endler (Eds.), *Personality at the crossroads* (pp. 3–31). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Mielke, R. (1985). *Eine Untersuchung zum Erziehungsverhalten (Permissivität): Einstellungs-Verhaltens- und Verhaltens-Verhaltens-Konsistenz in Abhängigkeit von Self-Monitoring, sozialem Einfluß und Einstellungsverfügbarkeit* (Bielefelder Arbeiten zur Sozialpsychologie 123). Bielefeld: Universität Bielefeld, Fakultät für Psychologie und Sportwissenschaft.
- Mischel, W. (1968). *Personality and assessment*. New York: Wiley.
- Mischel, W. & Peake, P. K. (1982). Beyond déjà vu in the search for cross-situational consistency. *Psychological Review*, 89, 730–755.
- Monson, T. C., Hesley, J. W. & Chernick, L. (1982). Specifying when personality traits can and cannot predict behavior. An alternative to abandoning the attempt of predict single act criteria. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 385–399.
- Montada, L. (1983). Voreingenommenheiten im Urteilen über Schuld und Verantwortlichkeit. In L. Montada, K. Reusser & G. Steiner (Hrsg.), *Kognition und Handeln* (S. 156–168). Stuttgart: Klett-Cotta.
- 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: Kindt.
- Montada, L., Dalbert, C. & Schmitt, M. (1988a). 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., Dalbert, C. & Schmitt, M. (1988b). Wahrgenommener Handlungsspielraum und emotionale Reaktionen gegenüber Benachteiligten. In G. Krampen (Hrsg.), *Diagnostik von Kausalattributionen und Kontrollüberzeugungen* (S. 119–126). Göttingen: Hogrefe.
- 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.
- Paunonen, S. V. & Jackson, D. N. (1985). Idiographic measurement strategies for personality and prediction: Some unredeemed promissory notes. *Psychological Review*, 92, 486–511.
- Piliavin, J. A., Dovidio, J. F., Gaertner, S. L. & Clark, R. D. (1981). *Emergency intervention*. New York: Academic Press.
- Reichle, B. (1983). *Existentielle Schuld: Konstruktion und Validierungsversuch*. Unveröff. Dipl. Arbeit, Universität Trier, Trier.
- Rushton, J. P., Jackson, D. N. & Paunonen, S. V. (1981). Personality: Nomothetic or idiographic? A response to Kenrick and Stringfield. *Psychological Review*, 88, 582–589.
- Saunders, D. R. (1956). Moderator variables in prediction. *Educational and Psychological Measurement*, 16, 209–222.
- Schmitt, M. (1988). *Über die Konsistenzannahme des Eigenschaftsmodells und über Konsistenz als Eigenschaft: Theoretische, methodische und empirische Untersuchungen*. Unveröffentlichte Dissertation, Universität Trier, Trier.
- Schmitt, M. (1989). Ipsative Konsistenz (Kohärenz) als Profilähnlichkeit. *Trierer Psychologische Berichte*, 16, Heft 2.
- Schmitt, M. (1990). *Konsistenz als Persönlichkeitseigenschaft?* Heidelberg: Springer.
- 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. 10). 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.
- 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.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1986a). Prosoziale Leistungen erwachsener Töchter gegenüber ihren Müttern: Unterschiede in den Bedingungen von Absicht und Ausführung. *Psychologische Beiträge*, 28, 139–163.
- Schmitt, M., Dalbert, C. & Montada, L. (1986b). 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., 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.
- 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.
- Schneider, A., Montada, L., Reichle, B. & Meißner, A. (1986). *Auseinandersetzungen mit Privilegunterschieden und existentielle Schuld: Item- und Skalenanalysen I* (Berichte aus der Arbeitsgruppe: «Verantwortung, Gerechtigkeit und Moral» Nr. 37). Trier: Universität Trier, Fachbereich I – Psychologie.
- Schrämmeier, A. (1985). *Fürsorge erwachsener Töchter für ihre Mütter*. Unveröff. Dipl.-Arbeit, Universität Trier, Trier.
- Schwartz, S. H. (1977). Normative influences on altruism. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*. (Vol. 10) (pp. 221–279). New York: Academic Press.
- Schwartz, S. H. & Howard, J. (1982). Helping and cooperation: A self-based motivational model. In V. J. Derlega & J. Grzelak (Eds.), *Cooperation and helping behavior: Theories and research* (pp. 327–353). New York: Academic Press.
- Snyder, M. (1987). *Public appearances, private realities: The psychology of self-monitoring*. New York: Freeman.
- Tittle, C. R. & Hill, R. J. (1967). The accuracy of self-reported data and prediction of political activity. *Public Opinion Quarterly*, 31, 103–106.
- Turner, R. G. (1978). Consistency, self-consciousness, and the predictive validity of typical and maximal personality measures. *Journal of Research in Personality*, 12, 117–132.
- Vagt, G. & Wendt, W. (1978). Akquieszenz und die Validität von Fragebogenskalen. *Psychologische Beiträge*, 20, 428–439.
- Wymer, W. E. & Penner, L. A. (1985). Moderator variables and different types of predictability: Do you have a match? *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 1002–1015.
- Zanna, M. P. & Olson, J. M. (1982). Individual differences in attitudinal relations. In M. P. Zanna, E. T. Higgins & C. P. Herman (Eds.), *Consistency in social behavior* (pp. 75–103). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Zanna, M. P., Olson, J. M. & Fazio, R. H. (1980). Attitude-behavior consistency: An individual difference perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38, 432–440.
- Zuckerman, M., Bernieri, F., Koestner, R. & Rosenthal, R. (1989). To predict some of the people some of the time: In search of moderators. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 279–293.
- Zuckerman, M., Koestner, R., DeBoy, T., Garcia, T., Maresca, B. C. & Sartoris, M. (1988). To predict some of the people some of the time: A reexamination of the moderator variable approach in personality theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1006–1019.
- Manfred Schmitt, Universität Trier, Tarforst, Geb. D, 5500 Trier
- Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie, 11, 1990, Heft 3, S. 167–184
- ## Dispositionelle Bewältigungsstile, Optimismus und Bewältigung: Ein interkultureller Vergleich
- Rainer Wieland-Eckelmann* & Charles S. Carver
- * BUGH Wuppertal, University of Miami
- Zusammenfassung:** Persönlichkeitsdispositionen wird für die Vorhersage des aktuellen Bewältigungsverhaltens häufig nur ein geringer prognostischer Wert zugeschrieben. Dieser Beitrag befaßt sich auf dem Hintergrund einer interkulturellen Vergleichsstudie mit den Konstrukten Optimismus und dispositioneller Bewältigungsstil, die sich als Determinanten des aktuellen Bewältigungsverhaltens in einer Reihe von Studien bewährt haben. Optimismus-Pessimismus wird von Scheier und Carver (1985) definiert als generalisierte Tendenz, in streßbezogenen Situationen mit positiven bzw. negativen Ergebniserwartungen zu reagieren und problem-zentrierte Bewältigungsstrategien zu benutzen. Dispositionelle Formen der Bewältigung – sensitive, defensive und nicht-ängstliche Bewältigung – werden von Wieland-Eckelmann und Bösel (1987) als situations- und zeitgeneralisierte Verhaltensdispositionen definiert, die in systematischer Weise mit leistungsrelevanten Persönlichkeitsmerkmalen kovariieren, und denen der Status von Persönlichkeitseigenschaften zugeschrieben werden kann. Diagnostiziert werden letztere mittels einer kombinierten Messung der Trait-Angst und der habituellen Verhaltensdisposition, unter Belastung/Beanspruchung das Anspruchsniveau zu senken. Optimismus-Pessimismus wird mittels eines 12 Items umfassenden Fragebogens gemessen. Es wird angenommen, daß die beiden Konstrukte komplementäre Vorhersagen für das aktuelle Bewältigungsverhalten erlauben. Optimismus-Pessimismus moderiert das aktuelle Bewältigungsverhalten primär über die Veränderung der emotionszentrierten Aspekte der Person-Umwelt-Beziehung. Der dispositionelle Bewältigungsstil hingegen moderiert das Bewältigungsgeschehen primär über die Veränderung der problem-zentrierten Aspekte der Person-Umwelt-Beziehung. Es wird von zwei Studien berichtet, die zur Überprüfung dieser Annahme und für den Vergleich der psychometrischen Qualitäten der englisch- bzw. deutschsprachigen Versionen der Instrumente zur Messung der Konstrukte durchgeführt wurden. Die Befunde zur psychometrischen Qualität der deutschen und englischen Versionen der Optimismus-Skala bzw. der Fragebogen des Bewältigungs-Inventars weisen auf eine inhaltlich hinreichend vergleichbare Validität hin. Die Komplementaritäts-Annahme konnte auf der Grundlage des vorliegenden Datenmaterials weitgehend bestätigt werden. Die Befunde werden auf dem Hintergrund des Mediatoren- versus Moderatoransatzes der Bewältigungsforschung diskutiert.
- Abstract:** Personality dispositions are often considered to have very modest predictive validity with regard to actual coping activities. In contrast to this view, we argue that a trait-like conceptualization of coping dispositions is a fruitful approach to overcome this weakness. Previous research has shown that dispositional optimism and dispositional coping style are prospective predictors of successful adaptation to stressful and achievement-related encounters, respectively. Optimism is operationalized in terms of generalized expectancies for good outcomes (Scheier & Carver, 1985). Dispositional coping styles are defined in terms of situation- and time-generalized behavior dispositions, which are (a) systematically related to achievement-relevant personality dispositions as well as (b) state management, effort-regulation, and performance outcomes (Wieland-Eckelmann & Bösel, 1987). Combining trait anxiety scores and stable aspiration level shifts in the face of stressful situations, three coping styles are identified: sensitive, defensive, and non-anxious coping. It is assumed that individual differences with regard to these coping dispositions are associated in a complementary way with problem-focused and emotion-focused coping. Optimism moderates primarily the emotion-focused aspects, and dispositional coping style moderates primarily the problem-focused aspects of the actual person-environment relationship. With regard to the above described issues, the aim of the two studies carried out has been twofold: First, the psychometric properties of the instruments used to measure dispositional optimism and coping style are examined on the basis of an intercultural comparative approach. Second, the differential influences of optimism and coping style on daily experienced states either indicative for emotion- or problem-focused coping are examined. The results revealed a sufficient correspondence between both the German and the English version of the measurement instruments. Furthermore, we found that problem-focused coping activities were more closely related to the three styles of coping, whereas low versus high optimism influenced emotion-focused ways of coping in daily encounters. The implications of these results with regard to conceptual and methodological issues in coping research, e.g., the differentiation between moderator and mediator variables, were discussed.