

DALBERT, C. & SCHMITT, M.

Einige Anmerkungen und Beispiele zur Formulie-
1)
rung und Prüfung von Moderatorhypothesen

P.I.V.-Bericht Nr. 18

1)

Wir danken Dr. Rolf Steyer für seine wertvollen Anregungen zu dieser Arbeit.

INHALT

Seite

1.	Vorbemerkungen	1
2.	Effektgeneralisierung versus -differenzierung ... _i	3
3.	Zwei "reine Typen" von Moderatorhypothesen und Prüfmöglichkeiten	5
3.1	Konfigurationshypothesen	6
3.2	Hypothesen über kontinuierliche Moderatoreffekte ...	15
3.2.1	Subgruppenbildung	16
3.2.2	Multiple Regression	18
	LITERATUR	33

**Einige Anmerkungen und Beispiele zur Formulierung und
Prüfung von Moderatorhypothesen**

Claudia Dalbert und Manfred Schmitt
Universität Trier

Wir danken Dr. Rolf Steyer für seine wertvollen Anregungen
zu dieser Arbeit.

Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit werden Argumente und Beispiele für die theoriegeleitete Formulierung von Moderatorhypothesen gegeben und Möglichkeiten ihrer empirischen Überprüfung aufgezeigt. Exemplarisch werden Moderatorhypothesen für diskrete und kontinuierliche Variablen formuliert (Konfigurationshypothese und moderierte Regressionshypothese). In beiden Fällen ist die erwartete Moderatorwirkung als Wechselwirkungseffekt zwischen Prädiktor und Moderator auf das Kriterium zu formalisieren und inferenzstatistisch zu prüfen. Am Beispiel einer Untersuchung des Hilfehandeiris erwachsener Töchter gegenüber ihren Müttern wird demonstriert, (a) wie eine Hypothese zu formulieren ist, um den Status einer Moderatorhypothese anzunehmen, (b) welche statistischen Analysen der Daten zur empirischen Überprüfung der Moderatorhypothese abgemessen (und unangemessen) sind, und (c) wie die Analyseergebnisse korrekt inhaltlich zu interpretieren sind.

Abstract

The present paper deals with the correct formulation and empirical test of moderator hypotheses. It is suggested that the formulation of moderator hypotheses is most useful if based on theoretical grounds. Systematic search for moderator variables for purely exploratory reasons is advised against. Moderator hypotheses are discussed with respect to both, discrete and continuous variables. In both cases, a statistically significant interaction effect of the predictor variable and the moderator variable on the criterion variable is considered critical evidence in favor of the moderator hypothesis. Data from a study on the helping behavior of adult daughters towards their mothers are presented to show (a) how a hypothesis has to be formulated in order to be a moderator hypothesis, (b) which Statistical analyses are (and which are not) appropriate to empirically test the moderator hypothesis, and (c) how the results of these analyses have to be interpreted properly.

1. Vorbemerkungen

Nachdem bis zu Beginn der 70er Jahre die unterschiedlichsten Versuche unternommen wurden, Moderatoren eines Prädiktor-Kriteriums-zusammenhangs aufzufinden, meist mit dem pragmatischen Ziel der vermehrten Kriteriumsvarianzaufklärung (Stichwort: differenzielle Reliabilität, differenzielle prognostische Validität; z.B. GHISELLI 1963, zusammenfassend z.B. ZEDECK 1971), hat der Moderatorvariablen-Ansatz im Anschluß an BEM & ALLEN (1974) eine theoretische Akzentuierung erfahren und erneut Beachtung gefunden. Die Berücksichtigung von Moderatorvariablen schien ein Weg zu sein, die von MISCHEL (1968) angeprangerten "Persönlichkeitskoeffizienten" über die magische Schwelle von .30 zu heben. Personen, die sich selbst als konsistent einschätzen, denen der untersuchte Gegenstand wichtig ist etc., sollten beispielsweise bedeutsamere Einstellungs-Verhaltens-Zusammenhänge oder Peer-Selbst-Rating-Zusammenhänge aufweisen als solche, die sich selbst als inkonsistent einschätzen, denen der untersuchte Bereich nicht wichtig ist etc.. Moderatorwirkung auf die Zusammenhänge sozialpsychologisch relevanter Variablen wurde beispielsweise auch den Konstrukten Empathie oder self-monitoring zugeschrieben (z.B. BUDD & SPENCER 1984, KENRICK & STRING-FIELD 1980; zusammenfassend AMELANG & BORKENAU 1984).

Nicht immer konnten die erwarteten Moderatoreffekte aufgezeigt werden, und vor allem waren die untersuchten Moderatorvariablen nicht immer theoretisch begründet. Ein Beispiel für den theoretisch begründeten Umgang mit Moderatorvariablen liefern die Arbeiten von SCHWARTZ und Mitarbeitern (siehe unten; zusammenfassend SCHWARTZ 1977). In den folgenden Ausführungen wollen wir uns nur mit solchen Moderatorvariablen beschäftigen, die Bestandteil einer

Theorie sind. Ansätze, die rein explorativ eine empirische Moderatorsuche betreiben, lassen wir außer acht. Hiermit sind etwa die Arbeiten von GHISELLI (zusammenfassend 1963) zur differentiellen Reliabilität und Validität gemeint (etwa welche Variablen stehen in Zusammenhang mit individuellen Differenzwerten zweier Paralleltestscores) oder in neuerer Zeit Verfahren der computergestützten Moderatorsuche (z.B. die Hypothesenagglutination nach WOTTAWA (HÄRTNER, MATTES & WOTTAWA 1980, WOTTAWA 1982)), die über eine erschöpfende Permutation von Variablentransformationen und -verknüpfungen das "optimale Modell", das meint hier das Modell mit der höchsten Kriteriumsvarianzaufklärung, suchen. Maschinelle Moderatorsuche ist u.E. in den meisten Fällen schon deswegen nicht sinnvoll, weil Moderatoren nicht notwendigerweise eine substantielle Erhöhung des erklärten Varianzanteils bewirken müssen, um theoretisch sinnvoll zu sein, und weil die systematische Moderatorsuche ohne den Beleg ihrer Kreuzvalidität die Gefahr von Zufallskapitalisierungen (vgl. auch WOTTAWA 1982) birgt. Ist das Forschungsziel eine möglichst hohe Kriteriumsvarianzaufklärung, sollte man Zeit und Energie besser in die Suche nach neuen potenten Prädiktoren investieren bzw. bekannte Prädiktoren genauer messen. Diesen Schluß hat GHISELLI bereits 1963 gezogen.

Die Auseinandersetzung mit Moderatoren scheint uns dann **1**
sinn-

voll und sogar geboten, wenn eine Theorie komplexe Zusammenhänge behauptet oder diese wegen der Natur einer komplexen Fragestellung erwartet werden müssen. Die Formulierung und empirische Überprüfung von Moderatorhypothesen soll Aufschluß über das komplexe Zusammenspiel der beobachteten Variablen geben, nicht aber notwendigerweise zu einer "praktisch signifikanten" Optimierung

der Vorhersage eines Kriteriums führen müssen. Damit ist auch

unser Standpunkt zur erneut aufgeflamten Diskussion um die Effektstärke als Gütemaßstab zur Bewertung von Theorien charakterisiert (STRACK & REHM 1984, WESTERMANN & HAGER 1984). Solange eine Theorie keine Aussage über die Stärke sondern nur über die Existenz eines Effektes macht, darf ihr Gültigkeit unterstellt werden, wenn der Effekt im Rahmen üblicher Irrtumswahrscheinlichkeiten nachweisbar ist (Äquivalenzprobleme zwischen theoretischen, empirischen und numerischen Relationen einmal ausgeklammert). Für die Beurteilung der Nützlichkeit einer Theorie (z.B. als Hilfe in der psychologischen Anwendungspraxis) mag dagegen ein Rückgriff auf Effektstärke als Gütemaß angezeigt sein.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, den theoretischen und formalen Status von Moderatorvariablen beispielhaft zu illustrieren und einige Hinweise für die angemessene Zuordnung von Prüfverfahren zu Typen von Moderatorhypothesen sowie die Durchführung der Prüfungen zu geben.

2. Effektgeneralisierung versus -differenzierung

Unter einer Moderatorvariable verstehen wir eine Variable, von deren Ausprägung Form und/oder Enge von Prädiktor-Kriteriums-Relationen abhängen. Eine bestimmte Form oder Enge des Zusammenhangs zwischen Prädiktor und Moderator oder Kriterium und Moderator (z.B. Orthogonalität) ist nicht gefordert. Theoretisch können mit der Prüfung von (potentiellen) Moderatoreffekten zwei Ziele verbunden sein: Effektgeneralisierung versus Effektdifferenzierung, (a) Postuliert die Theorie einen allgemein gültigen Prädiktor-Kriteriums-Zusammenhang, werden Moderatorvariablen mit dem Ziel der Widerlegung ihrer Wirksamkeit gemessen. Denn nur wenn

die Einführung einer potentiellen Moderatorvariable keine Veränderung des Zusammenhangs zwischen Prädiktor und Kriterium bewirkt, darf die Aussage eines allgemein gültigen Zusammenhangs aufrecht erhalten werden (vgl. STEYER 1983a). Findet man beispielsweise in einer Untersuchung, daß eine bestimmte Befindlichkeitsverbesserung mit einem bestimmten Therapieverfahren einhergeht, darf dieser Befund nur generalisiert werden, wenn vorab geprüft wurde, daß er nicht nur für bestimmte Personengruppen gilt, aufgegliedert etwa nach bestimmten Störungsuntergruppen, Symptombdauer, Geschlecht o.a. In solchen Fällen soll die Behauptung der Nicht-Existenz von Moderatoren aufrecht erhalten werden dürfen. Wird eine solche Behauptung über den statistischen Test der Nullhypothese geprüft, hier, daß sich der Zusammenhang zwischen Intervention und Befindlichkeitsverbesserung für Personen mit unterschiedlicher Symptombdauer (oder unterschiedlicher Ausprägung auf anderen potentiellen Moderatoren) in der Stichprobe nur zufällig unterscheidet, ist eine Kontrolle des β -Fehlers erforderlich.

- (b) Anders liegt der Fall, wenn die Theorie explizit die Existenz von Moderatorvariablen behauptet. So nimmt SCHWARTZ (1977) beispielsweise an, daß die Tendenz zur Verantwortlichkeitsabwehr ein wichtiger Moderator des Norm-Verhaltens-Zusammenhangs ist. In der Regel wird eine solche Annahme über die Testung der statistischen Nullhypothese, der Moderatoreffekt sei in der Population nicht vorhanden, geprüft. Dann ist der α -Fehler zu kontrollieren. In diesem Beispiel hieße die Nullhypothese, daß Unterschiede in dem Norm-Verhaltens-Zusammenhang bei unterschiedlich ausgeprägter Verantwortlichkeitsabwehr in einer Stichprobe nur zufällig sind, in der Population aber fehlen.

Mit diesem letztgenannten Typ theoretisch begründeter Moderatorhypothesen wollen wir uns im folgenden beschäftigen. Inhaltlich interessant und relevant zur Vorhersage von Handeln und Erleben sind nicht nur stabile Personmerkmale als Moderatoren, sondern beispielsweise auch situations- und kontextspezifische Argumentations- oder Bewertungsmuster (vgl. MONTADA, DALBERT & SCHMITT 1982).

3. Zwei "reine Typen" von Moderatorhypothesen und Prüfmöglichkeiten -----

Je nachdem, welche Werte die Variablen, für die eine Zusammenhangshypothese formuliert wird, annehmen können oder welche Skaleneigenschaften Instrumente zu ihrer Messung aufweisen, lassen sich zwei "reine Typen" von Moderatorhypothesen unterscheiden. (a) Bei diskreten Variablen bzw. diskretisierten Meßwerten lassen sich Moderatorhypothesen als Konfigurationshypothesen formulieren bzw. prüfen, (b) Kontinuierliche Variablen erlauben die Formulierung von kontinuierlichen Moderatoreffekten; allerdings stellen deren inferenzstatistische Prüfung Anforderungen an die Verteilung der Meßwerte (multivariate Normalverteilung), die häufig nicht erfüllt sind, weshalb den Konfigurationshypothesen auch bei kontinuierlichen Variablen Bedeutung zukommt, da die Verfahren zu ihrer inferenzstatistischen Testung weniger restriktive Anforderungen an die Verteilungseigenschaften der Meßwerte stellen.

3.1 Konfigurationshypothesen

Nur wenn sowohl X als auch Z einen bestimmten Wert annehmen (z.B. stark ausgeprägt sind), wird Y einen bestimmten Wert annehmen (z.B. stark ausgeprägt sein).

Bei dieser Art Hypothese kommt den Variablen X und Z der gleiche Status zu, eine Trennung von Prädiktor und Moderator ist weder formal noch theoretisch gegeben.

Wie alle Moderatorhypothesen behaupten solche Konfigurationshypothesen eine Wechselwirkung von X und Z auf Y. Streng genommen bedeutet dieser Wechselwirkungseffekt in unserem Beispiel, daß jede der beiden unabhängigen Variablen nur dann einen Effekt auf Y hat, wenn die andere einen bestimmten Wert annimmt, z.B. stark ausgeprägt ist.

Tabelle 1 gibt eine Häufigkeitsverteilung wieder, die mit dieser Hypothese exakt übereinstimmt.

Tabelle 1: Idealtypische Häufigkeitsverteilung zur allgemeinen Konfigurationshypothese

		Y+	Y-	Σ
X	Z	f_b	f_b	
+	+	10	0	10
+	-	0	10	10
-	+	0	10	10
-	-	0	10	10
Σ		10	30	40

In der psychologischen Theorienbildung wird man allerdings kaum so strenge - sprich deterministische - Erwartungen formulieren können. Weniger streng - sprich probabilistisch - ausgelegt enthält obige Konfigurationshypothese die Erwartung, daß bei den gegebenen Randwahrscheinlichkeiten der Ausprägungen der drei Variablen nur unter der Prädiktorenkonfiguration $X+Z+$ überzufällig häufig $Y+$ Ausprägungen beobachtet werden. Die entsprechende Hypothese müßte dann lauten:

Nur dann wenn sowohl X als auch Z einen bestimmten Wert annehmen (z.B. stark ausgeprägt sind), wird Y überzufällig häufig einen bestimmten Wert annehmen (z.B. stark ausgeprägt sein).

Diese Hypothese ist allerdings insofern nicht mehr eindeutig eine Moderatorhypothese, als sie nicht festlegt, ob die erwartete Häufigkeitsverteilung zurückgeführt werden darf auf die additive Wirkung von X und Z, ob also ein einfaches Haupteffektmodell den empirischen Daten genügen darf, oder ob zur Erklärung der Daten zusätzlich eine Wechselwirkung angenommen werden muß. Solange diese Uneindeutigkeit besteht, leistet die Prädiktionskonfigurationsfrequenzanalyse (PKFA, KRAUTH & LIENERT 1973) den angemessenen Hypothesentest. Die Daten stützen dann die Hypothese, wenn es nur unter der Prädiktorenkombination $X+Z+$ zu einer signifikant häufigeren Beobachtung von $Y+$ Ausprägungen kommt, als unter den entsprechenden Randverteilungen von $X+Z+$ und $Y+$ zu erwarten wäre (statistische Nullhypothese ist die Unanabhängigkeit des Kriteriums von den Prädiktoren; getestet wird also ein Modell ohne jeglichen Effekt). Überzufällig seltene $Y+$ Ausprägungen unter anderen Prädiktorkombinationen stehen zur Hypothese nicht in Widerspruch.

Tabelle 2 enthält ein Beispiel aus unserer Untersuchung "Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber" (MONTADA 1981)²⁾. X ist die Verantwortlichkeitsübernahme der erwachsenen Töchter für ein Bedürfnis ihrer Mutter (VÜ), Z ist die Summe an Fähigkeiten und Möglichkeiten der Tochter, diesem Bedürfnis nachzukommen (FM), Y ist die auf dieses Bedürfnis bezogen von der Tochter geleistete Hilfe (HH). Alle drei Variablen sind (zu Illustrationszwecken) mediandichotomisiert.

Tabelle 2: PKFA mit den Prädiktoren VÜ und FM und dem Kriterium HH

VÜ	FM	HH+			HH-			Σ
		f_b	f_e	χ^2	f_b	f_e	χ^2	
+	+	143	91.13	29.52	41	92.87	28.97	184
+	-	50	39.62	2.72	30	40.38	2.67	80
-	+	37	42.59	.73	49	43.41	.72	86
-	-	32	88.65	36.20	147	90.35	35.53	179
Σ		262		69.17	267		67.88	529

Die wissenschaftliche Hypothese, die mit diesen Daten überprüft werden sollte, lautete: Nur dann wenn sowohl ausgeprägte Verantwortlichkeitsübernahme (VÜ) als auch ausgeprägte Fähigkeiten und Möglichkeiten zur Hilfe (FM) vorliegen, wird besonders viel (sprich: überzufällig häufig) Hilfe geleistet. Die Daten aus Tabelle 2 stützen die Hypothese; die relevante Konfiguration VÜ+FM+HH+ weist eine hochsignifikante ($\chi^2 = 29.52$) Überfrequentierung auf

2) Gefördert von der Stiftung Volkswagenwerk

und es gibt keine andere Prädiktorenkombination, die eine überzufällig häufige HH+ Ausprägung produziert.

Dieses Ergebnis reicht aber nicht aus, um die Zusatzhypothese zu prüfen, daß die beiden Prädiktoren einen Wechselwirkungseffekt in dem Sinne auf das Kriterium ausüben, daß sie sich gegenseitig potenzieren. Dieser Zusatz aber ist das entscheidende Bestimmungsmerkmal einer Moderatorhypothese. Die Daten aus Tabelle 2 vermitteln vielmehr den Eindruck, daß die beiden Prädiktoren additiv (Haupt)effekte auf das Kriterium ausüben, denn die HH+ Ausprägung ist unter der Prädiktorenkombination VÜ-FM- signifikant selten.

Angemessen zur Prüfung dieser (Wechselwirkungs-)Zusatzhypothese ist die reg-lineare (vgl. STEYER 1983b) oder logit-lineare (vgl. LANGEHEINE 1980) Analyse der Häufigkeitsverteilung. Prüfziel ist die Beantwortung der Frage, ob die empirische Häufigkeitsverteilung von der - unter dem Modell, das für VÜ und FM lediglich Haupteffekte auf HH annimmt - theoretisch zu erwartenden Häufigkeitsverteilung signifikant abweicht oder ob das Haupteffektmodell mit den Daten verträglich ist.

Tabelle 3 enthält die Ergebnisse der logit-linearen Analyse der Häufigkeitsverteilung aus Tabelle 1. Wie vermutet werden beide Haupteffekte hoch signifikant. Entgegen der Zusatzhypothese, daß zur Erklärung der Daten eine Wechselwirkung der Prädiktoren (also das saturierte Modell) notwendig ist, wird der Wechselwirkungseffekt Vü*FM nicht signifikant. Vielmehr reicht das Modell mit zwei Haupteffekten aus, die Daten zu beschreiben. Damit ist zwar die Nullhypothese, daß es keinen Moderatoreffekt gibt, nicht bewiesen; sie muß aber aufrechterhalten bleiben, aus welchen Gründen auch

immer. Die potentiellen Gründe sind im übrigen zahlreich und lauten beispielsweise (a) die Hypothese und damit ein Bestandteil der Theorie ist falsch, (b) beim Nullhypothesentest wurde ein β -Fehler gemacht, d.h. der Wechselwirkungseffekt existiert, (c) die Variablen wurden ungenau gemessen, (d) der Informationsverlust durch die Mediandichotomisierung bewirkt faktisch eine Einbuße an Teststärke etc. Wie dem auch sei, man sieht der theoretischen Verteilung aus Tabelle 3 (b) auch ohne χ^2 -Test an, daß die empirische Kontingenztafel aus Tabelle 2 durch die Parameter des Haupteffektmodells gut reproduziert wird.

Tabelle 3: Logit-lineare Analyse der Kontingenztafel aus Tabelle 2

(a) Test der Partialassoziationen

Effekt	df	LR ¹⁾ χ^2	p
VÜ	1	78.90	< .01
FM	1	23.13	< .01
VÜ*FM	1	1.51	.22

(b) theoretische Häufigkeitsverteilung unter dem Haupteffektmodell

VÜ	FM	HH+	HH-
+	+	145.982	38.016
+	-	47.018	32.984
-	+	34.017	51.985
-	-	34.983	144.015

¹⁾ Likelihood-ratio

Konfigurationshypothesen formalisieren anschaulich die Intention des Moderatorvariablenansatzes: Differenzierungen durch die Berücksichtigung von Moderatoren sollen zu einer Eingrenzung von

Merkmalsträgern führen, für die präzisere Aussagen über Merkmalszusammenhänge gemacht werden können. Der Anspruch der Generalisierbarkeit wird zugunsten eines Genauigkeitsanspruches zurückgeschraubt. Allerdings lassen sich grundsätzlich zwei Fehlertypen zur Beurteilung der Genauigkeit von Aussagen über multivariate Zusammenhänge/Prognosen machen: "falsche Positive" und "falsche Negative" (vgl. z.B. BRANDTSTÄDTER 1982). Angenommen, erfahrungswissenschaftliches Ziel sei die Findung von Bedingungen, unter denen erwachsene Töchter ihren Müttern überdurchschnittlich (oder > Median) viel helfen, lassen sich diese zwei Fehlertypen bei der gegebenen Datenstruktur zur Bewertung einer theoretischen Vorhersage heranziehen. Angenommen, die theoretische Vorhersage lautet: nur Töchter mit ausgeprägter (z.B. > Median) Verantwortlichkeitsübernahme und ausgeprägten (z.B. > Median) Fähigkeiten und Möglichkeiten zur Hilfe helfen ihrer Mutter überdurchschnittlich viel (dies entspricht dem deterministischen Ideal, welches eine Datenstruktur entsprechend der in Tabelle 1 fordert). Wie die empirische Verteilung aus Tabelle 2 zeigt, werden 41 Fehler vom Typ "falsche Positive" gemacht (Hilfe entgegen der Vorhersage unterdurchschnittlich) und $50 + 37 + 32 = 119$ Fehler vom Typ "falsche Negative" (Hilfe entgegen der Vorhersage überdurchschnittlich). In 143 Fällen wird überdurchschnittliche Hilfe richtig vorhergesagt.

Zunehmende Genauigkeit der Vorhersage im Sinne der Vermeidung von Fehlern des Typs "falsche Positive" als Ziel der Theoriebildung ist auf dem Wege der Identifikation weiterer Differenzierungsmöglichkeiten auf Seite der Prädiktoren zu erreichen. Einer erfolgreichen Genauigkeitssteigerung liegt aber nur dann ein Modatoreffekt zugrunde, wenn die neu hinzugenommenen Prädiktoren nicht nur zu den anderen additiv wirken, sondern diese multiplika-

tiv potenzieren. Wir erwarten beispielsweise von dem Ausmaß, zu dem sich eine erwachsene Tochter sicher ist, Verantwortung für ein bestimmtes Hilfebedürfnis ihrer Mutter zu übernehmen (VS), eine Verbesserung der Genauigkeit der Vorhersage überdurchschnittlicher Hilfe (im Sinne der Vermeidung von Fehlern des Typs "falsche Positive"). Diese Erwartung impliziert, daß das Verhältnis von "richtigen Positiven" (HH+) zu "falschen Positiven" (HH-) größer sein soll unter der Bedingung VÜ+VS+FM+ als unter der Bedingung VÜ+FM+. Tabelle 4 gibt die Häufigkeitsverteilungen des Kriteriums über alle acht Ausprägungskombinationen der drei Prädiktoren VÜ, VS, FM wieder (VS ist ebenfalls mediandichotomisiert).

Tabelle 4: Kontingenztafel der Prädiktoren VÜ, VS, FM und des Kriteriums HH sowie deren PKFA

VÜ	VS	FM	HH+			HH-			Σ
			f_b	f_e	χ^2	f_b	f_e	χ^2	
+	+	+	121	73.16	31.29	27	74.84	30.58	148
+	+	-	29	20.76	3.27	13	21.24	3.20	42
+	-	+	22	17.79	.99	14	18.21	.97	36
+	-	-	21	18.78	.26	17	19.22	.26	38
-	+	+	13	18.78	1.78	25	19.22	1.74	38
-	+	-	8	30.65	16.73	54	31.35	16.36	62
-	-	+	22	22.74	.02	24	23.26	.02	46
-	-	-	24	57.34	19.38	92	58.66	18.95	116
Σ			260		73.74	266		72.08	526

Zunächst einmal sieht man, daß die Genauigkeit der Vorhersage überdurchschnittlicher Hilfe im oben definierten Sinn tatsächlich zugenommen hat ($p(\text{HH+}|\text{VÜ+FM+}) = .78 < p(\text{HH+}|\text{VÜ+VS+FM+}) = .82$). Dieser Zuwachs erscheint nicht substantiell. Ist er statistisch bedeutsam? Die PKFA weist für die Zelle VÜ+VS+FM+HH+ eine hoch signifikante Überfrequentierung aus, läßt aber keinen Schluß darüber

zu, welche Haupt- und Wechselwirkungseffekte der Prädiktoren dafür verantwortlich sind. Das leistet die logit-lineare Analyse, deren Ergebnis in Tabelle 5 wiedergegeben ist.

Tabelle 5: Logit-lineare Analyse der Kontingenztafel aus Tabelle 4

(a) Test der Partialassoziationen					
Effekt		df	LR χ^2		p
VÜ		1	73.12	<	.01
VS		1	0.26		.61
FM		1	19.68	<	.01
VÜ*VS		1	10.18	<	.01
VÜ*FM		1	3.32		.07
VS*FM		1	0.28		.60
VÜ*VS*FM		1	0.27		.60

(b) theoretische Häufigkeitsverteilung unter dem Modell mit den Haupteffekten VÜ, VS, FM und der Interaktion VÜ*VS					
VÜ	VS	FM	HH+		HH-
+	+	+	122.253		25.754
+	+	-	27.763		14.236
+	-	+	24.845		11.158
+	-	-	18.151		19.842
-	+	+	11.556		26.433
-	+	-	9.442		52.567
-	-	+	19.346		26.655
-	-	-	26.644		89.355

Aus Tabelle 5 kann man ersehen, daß die Sicherheit der Verantwortlichkeitsübernahme (VS) keinen Haupteffekt auf HH ausübt, allerdings die Wirkung von VÜ auf HH potenziert; die Wechselwirkung VÜ*VS ist zur Erklärung der empirischen Kontingenztafel unentbehrlich. Das Modell mit der Produktvariable/dem Wechselwirkungseffekt VÜ*VS, den beiden hierarchisch untergeordneten Haupteffekten VÜ und VS und dem Haupteffekt FM produziert die theoretische Häufig-

keitsverteilung aus Tabelle 5 (b), die nicht signifikant von der empirischen Verteilung aus Tabelle 4 abweicht: LR $\chi^2 = 3.59$ bei drei Freiheitsgraden (weil das Modell gegenüber dem saturierten Modell auf die drei Wechselwirkungseffekte VÜ*FM, VS*FM, VÜ*VS*FM verzichtet); $p = .30$.

Obwohl also der absolute Gewinn an Vorhersagegenauigkeit im Sinne des Verhältnisses "richtiger Positiver" zu "falschen Positiven" durch die Hinzunahme einer weiter differenzierenden Bedingung des Hilfehandelns gering ist, ist er statistisch bedeutsam. Das Modell mit nur den beiden Haupteffekten VÜ und FM produziert ein LR χ^2 von 12.58, das bei fünf Freiheitsgraden eine Wahrscheinlichkeit von $p = .02$ hat. Das Modell ist also mit den Daten nicht kompatibel. Die signifikante Verbesserung der Vorhersagegenauigkeit geht darauf zurück, daß die neu hinzugenommene Prädiktorvariable (VS) im Sinne eines Moderatoreffektes eine Wechselwirkung mit einer bereits früher im Modell enthaltenen Prädiktorvariable (VÜ) eingeht. Hier zeigt sich übrigens der einzige Ansatzpunkt zur formalen Unterscheidung von Prädiktor und Moderator: Von VÜ sollte man wegen ihres starken Haupteffektes auf HH eher als Prädiktor, von VS wegen ihres fehlenden Haupteffektes aber signifikanten Wechselwirkungseffektes mit VÜ eher als Moderator sprechen.

Zusammenfassend läßt sich festhalten:

- Eine Konfigurationshypothese ist eine Moderatorhypothese nur dann, wenn sie so deterministisch wie eingangs Abschnitt 3.1 formuliert ist. Dann ist eine Wechselwirkung der Prädiktoren impliziert.

- Wird eine Konfigurationshypothese probabilistisch formuliert, muß sie die Erwartung einer Wechselwirkung explizieren, um den Status einer Moderatorhypothese einzunehmen.
- Die PKFA leistet keinen angemessenen Test von Moderatorhypothesen des Konfigurationstyps, da sie nicht das Haupteffektmodell auf Passung prüft sondern das restriktivste Modell, das keinerlei Effekte der Prädiktoren auf das Kriterium annimmt.
- Für eine relative Verbesserung der Vorhersagegenauigkeit in der Stichprobe im Sinne der relativen Reduzierung der Fehlerquote "'falsche Positive' bezogen auf 'richtige Positive'" durch die Hinzunahme eines weiteren Prädiktors muß zunächst der Zufall als Ursache ausgeschlossen werden (ein Modell mit dieser Variable muß die differenzierte empirische Kontingenztafel signifikant besser beschreiben als ein Modell ohne diese Variable) und dann geprüft werden, ob diese neue Variable einen Wechselwirkungseffekt mit einer anderen Prädiktorvariable eingeht. Nur wenn beides erfüllt ist, ist diese Variable Bestandteil eines Moderator-effektes.
- Eine Einteilung von unabhängigen Variablen in Moderatoren und Prädiktoren ist theoretisch und formal nur möglich, wenn mit dem Status des Moderators das Kriterium "kein Haupteffekt, nur Wechselwirkungseffekt" verknüpft wird, eine Forderung, die wir zu Beginn von Abschnitt 2. bewußt nicht gestellt haben.

3.2 Hypothesen über kontinuierliche Moderatoreffekte

Neben den oben besprochenen Konfigurationshypothesen finden wir Moderatorhypothesen des Typs:

**Die Ausprägung von Y steigt mit der Ausprägung von X;
dieser Effekt nimmt mit der Ausprägung von Z zu.**

Diesen Hypothesentyp könnte man als den "eigentlichen" Moderatorhypothesentyp bezeichnen, weil er eine theoretische und formale Differenzierung von Prädiktor und Moderator widerspiegelt (Einschränkungen siehe unten). Der Einfachheit halber nehmen wir zunächst an, daß die Abhängigkeit des Kriteriums Y von Prädiktor X ebenso einer linearen Funktion folgt wie die Abhängigkeit dieses Effektes von X auf Y vom Moderator Z. Neben diesem Hypothesentyp und dem oben als Konfigurationshypothese beschriebenen gibt es vielfältige Alternativen, die teilweise den Charakter von Zwischenformen haben, auf die wir hier nicht näher eingehen können (vgl. dazu auch STEYER 1983a).

3.2.1 Subgruppenbildung

Auch für diesen zweiten Moderatorhypothesentyp stellt sich die Frage nach der geeigneten Prüfstrategie. Häufig wird eine Teilung der Stichprobe in zwei oder mehr Subgruppen anhand der Moderatorausprägung Z vorgenommen und dann für jede dieser Subgruppen die Korrelation von X und Y als Maß für die Moderatorwirkung von Z herangezogen (z.B. CHEEK 1982, ZANNA, OLSON & FAZIO 1980). Zu dieser Fraktionierungsmethode sind zwei Punkte anzumerken. Zum einen entspricht sie nicht dem oben aufgeführten Hypothesentyp, der ja eine kontinuierliche Zunahme des Effektes von X auf Y mit einer Zunahme von Z postuliert und nicht einen gestuften Effektzuwachs, der mit einer Gruppenbildung nur geprüft wird.

Zum zweiten ist eine subgruppenspezifische Betrachtung der Korrelation dann problematisch oder zumindest unanschaulich, wenn Z und X sowie Z und Y korreliert sind, weil sich in diesem Fall die Korrelation von X mit Y selbst bei konstantem Regressionsgewicht b_{yx} allein aufgrund der Verringerung der Varianzen von X und/oder Y in den Subgruppen verändert, denn die subgruppenspezifische Korrelation von X und Y beträgt

$$(1) \quad (R(X,Y) | Z=z) = \frac{(b_{yx} | Z=z) \cdot \sqrt{(V(X) | Z=z)}}{\sqrt{(V(Y) | Z=z)}}$$

und die subgruppenspezifischen Varianzen von X und Y ($(V(X) | Z=z)$ bzw. $(V(Y) | Z=z)$) sind eine Funktion von $R(Z,X)$ bzw. $R(Z,Y)$. Werden Subgruppen über einen Moderator Z gebildet, der nur mit X korreliert ist, verringert sich in den Subgruppen die Varianz von X gegenüber der Gesamtstichprobe, und dies mindert die Korrelation von X und Y in den Subgruppen $(R(X,Y) | Z=z)$. Umgekehrt steigt mit der Korrelation von Z und Y bei konstantem Effekt b_{yx} in den Subgruppen die subgruppenspezifische Korrelation von X und Y.

Diese Effekte wären unproblematisch, wenn sie von Subgruppe zu Subgruppe konstant blieben (vgl. BARTUSSEK 1970, p. 72f). U.E. ist es aber unrealistisch, diese Erwartung an Stichprobendaten zu richten, zumal die Subgruppen bei equidistanten Gruppengrenzen in den extremen Ausprägungsbereichen eines normal verteilten Moderators Z vergleichsweise klein werden. Immer dann aber, wenn das Verhältnis der Varianz von X zu der Varianz von Y von Subgruppe zu Subgruppe variiert, werden die subgruppenspezifischen Korrelationen von X und Y ohne Minderungskorrektur unvergleichbar. Sollte dieses Verfahren der Subgruppenbildung durch einen Moderator Z aber dennoch angemessen erscheinen, weil dies z.B. exakt der in-

haltlichen Hypothese entspricht (etwa bei natürlich gestuften Moderatoren wie Geschwisterzahl) und unterscheiden sich die Varianzen von X und/oder von Y zwischen den Gruppen, sollten die Regressionsgewichte b_{yx} als Indikatoren für den moderierenden Effekt von Z herangezogen werden (vgl. auch PEDHAZUR 1982).

Für die Anwendung dieses Verfahrens der Subgruppenbildung auf einen multivariaten Prädiktorsatz machen CRONBACH & SNOW (1977, p. 406f) einen Vorschlag. Da dieses Verfahren jedoch über die oben für den bivariaten Fall geschilderten hinausgehende Probleme aufwirft, verzichten wir hier auf seine Darstellung.

3.2.2 Multiple Regression

Eine angemessenere Möglichkeit der Prüfung des oben formulierten Moderatorhypothesentyps stellt die multiple Regression dar (vgl. BARTUSSEK 1970, SAUNDERS 1956, STEYER 1983a, ZEDECK 1971).

Ausgehend von der bekannten Erwartungswertgleichung für einen linearen Zusammenhang von X und Y läßt sich die Hypothese folgendermaßen formalisieren:

$$(2) E(Y|X, Z) = g_0(Z) + g_1(Z)X$$

Die beiden Parameter in Gleichung (2) werden also nicht als Konstanten sondern als lineare Funktionen von Z ($g_0(Z)$ und $g_1(Z)$) spezifiziert, wobei $g_1(Z)$ die eigentliche Moderatorwirkung, d.h. die lineare Zunahme des Effektes von X auf Y mit Z wiedergibt:

$$(3) g_0(Z) = b_0 + b_1Z$$

$$(4) \quad g_1(Z) = c_0 + c_1 Z$$

Einsetzen von (3) und (4) in (2) resultiert in

$$(5) \quad E(Y|X,Z) = b_0 + b_1 Z + (c_0 + c_1 Z)X \\ = b_0 + c_0 X + b_1 Z + c_1 X*Z$$

Die Parameter b_0 , c_0 , b_1 und c_1 werden in einer multiplen Regressionsanalyse mit den Prädiktoren X und Z sowie dem Produkt $X*Z$ aus den Stichprobendaten geschätzt (COHEN & COHEN 1975). Wenn c_1 , das Regressionsgewicht des Produktes $X*Z$, signifikant wird, bedeutet dies, daß der Effekt von X auf Y mit Z variiert, Z also eine Moderatorwirkung ausübt und der Effekt von X auf Y streng genommen nicht mehr als generell gültiger Haupteffekt interpretiert werden darf. In welcher Form und zu welchem Ausmaß Z den Effekt von X auf Y moderiert, läßt sich durch Einsetzen von Werten für Z in Gleichung (4) bestimmen:

$$(4a) \quad g_1(Z=z) = c_0 + c_1 z$$

Dabei ist c_0 das Regressionsgewicht von X und c_1 das Regressionsgewicht des Produktes $X*Z$ aus der Regressionsgleichung mit den drei Prädiktortermen X, Z, $X*Z$ (vgl. (5)).

Das Vorgehen sei am Beispiel der bereits bekannten Variablen VÜ, FM und HH demonstriert, die allerdings nicht in dichotomisierter sondern in kontinuierlich zwischen 1 (stärkste Merkmalsausprägung) und 6 (schwächste Merkmalsausprägung) variierender Skalierung verwendet werden. Das Ergebnis der multiplen Regressionsanalyse mit dem Prädiktor VÜ, dem Moderator FM und dem Produkt $VÜ*FM$

als Prädiktortermen sowie HH als Kriterium ist in Tabelle 6 wiedergegeben.

Tabelle 6: Multiple Regression von HH auf VÜ, FM und VÜ*FM

Effekt	R	R ²	r	b	$\hat{\sigma}_b$	F	df	p
VÜ		.38	.62	1.00	.11	75.83	1/486	< .01
FM	.65	.43	.46	.62	.11	32.89	1/486	< .01
VÜ*FM	.66	.44	.59	-.13	.04	9.81	1/486	< .01
(Konstante)				-.21				

(Gesamt-)F = 125.54, df = 3/486, p < .01

Wie man sieht, klärt das Produkt VÜ*FM zusätzlich zu VÜ und FM einen signifikanten Varianzanteil des Kriteriums auf. Dieser zusätzliche Effekt des Produktes über die beiden Haupteffekte hinaus ist die Semipartialkorrelation des Produktes (also die Korrelation des Produktes bereinigt um seine Faktoren, die Haupteffekte) mit dem Kriterium und damit der zu den beiden Haupteffekten orthogonale - also reine - Wechselwirkungseffekt (COHEN 1978). Wenngleich der zusätzlich aufgeklärte Varianzanteil von 1% "praktisch unbedeutend" erscheinen mag, ist das Ausmaß der Moderation des Effektes von VÜ auf HH durch FM sehr deutlich, wie sich durch Einsetzen von Werten für FM und der Regressionsparameter aus Tabelle 6 in Gleichung (4a) demonstrieren läßt.

Das Regressionsmodell nach Formel (5) (wobei Y = HH, X = VÜ, Z = FM) lautet (vgl. Tabelle 6):

$$E(HH|VÜ, FM) = -.21 + 1.00 VÜ + .62 FM - .13 VÜ*FM$$

Setzt man die entsprechenden Regressionsgewichte aus dieser Gleichung in (4a) ein, ergibt sich:

$$g_1(\text{FM} = 1) = 1.00 - .13 = .87$$

$$g_1(\text{FM} = 2) = 1.00 - .26 = .74$$

$$g_1(\text{FM} = 3) = 1.00 - .39 = .61$$

$$g_1(\text{FM} = 4) = 1.00 - .52 = .48$$

$$g_1(\text{FM} = 5) = 1.00 - .65 = .35$$

$$g_1(\text{FM} = 6) = 1.00 - .78 = .22$$

Entgegen den Ergebnissen der logit-linearen Analyse mit den informationsärmeren mediandichotomisierten Variablen (vgl. Tabelle 3) erweist sich im kontinuierlichen Fall FM als bedeutsamer Moderator des Effektes von VÜ auf HH. Bei maximal ausgeprägten Fähigkeiten und Möglichkeiten (FM = 1) ist der Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme auf das Hilfehandeln mit .87 hoch; bei minimal ausgeprägten Fähigkeiten und Möglichkeiten (FM = 6) ist der Effekt von VÜ auf HH mit .22 vergleichsweise gering.

Dieses Verfahren läßt sich leicht auf Fälle mit mehreren Prädiktoren/Moderatoren generalisieren, wengleich die Anzahl von Termen rasch zunimmt und die Analyse sowie die Interpretation deren Ergebnisse entsprechend erschwert. Deshalb empfiehlt sich dieses Verfahren nur als hypotesentestend und nicht als exploratives Vorgehen bei der "Moderatorsuche", die uns auch aus anderen Gründen (siehe oben) nicht wünschenswert erscheint.

Um die Verallgemeinerbarkeit des Ansatzes einerseits, die mit der Zahl von Prädiktoren/Moderatoren aber exponentiell zunehmende Komplexität andererseits zu demonstrieren, wollen wir noch den

Fall mit drei unabhängigen Variablen (ein Prädiktor, zwei Moderatoren) betrachten und ein Beispiel aus unserer bereits erwähnten Untersuchung geben.

$$(6) E(Y|X, Z, W) = g_0(Z, W) + g_1(Z, W)X$$

$$(7) g_0(Z|W) = g_2(W) + g_3(W)Z$$

$$(8) g_1(Z|W) = g_4(W) + g_5(W)Z$$

$$(9) g_2(W) = d_0 + d_1W$$

$$(10) g_3(W) = e_0 + e_1W$$

$$(11) g_4(W) = f_0 + f_1W$$

$$(12) g_5(W) = h_0 + h_1W$$

Das Ausmaß der moderierenden Wirkung von Z auf den Effekt von X auf Y wird selbst wieder als eine Funktion des zweiten Moderators W angesehen (man könnte hier von einer Moderatorwirkung zweiter Ordnung sprechen). Durch Einsetzen von (11) und (12) in (8), (9) und (10) in (7), sowie (7) und (8) in (6) ergibt sich:

$$(13) E(Y|X, Z, W) = d_0 + f_0X + e_0Z + d_1W + h_0X*Z + f_1X*W \\ + e_1Z*W + h_1X*Z*W.$$

Wieder werden die Parameter d_0 , f_0 , e_0 , d_1 , h_0 , f_1 , e_1 und h_1 aus den Stichprobendaten mittels multipler Regressionsanalyse geschätzt. Es sind acht Parameter zu schätzen, da das Modell sieben Terme (X , Z , W ; $X*Z$, $X*W$, $Z*W$; $X*Z*W$) umfaßt. Die geschätzten Parameter können dann für alle möglichen Wertekombinationen der Moderatoren in die ausgeschriebene Gleichung (8) eingesetzt werden, um den moderierten Effekt von X auf Y inhaltlich zu interpretieren.

$$(8a) \quad g_1(Z=z, W=w) = f_0 + f_1 w + h_0 z + h_1 z^* w$$

Nun ergibt sich aber bei diesem Vorgehen das Problem, daß die Produktvariablen in der Regel hoch mit den Ausgangsvariablen und gegebenenfalls hoch untereinander korreliert sind. Dieses Problem verschärft sich dann, wenn Prädiktor und Moderator bereits selbst korreliert sind, was sinnvollerweise zulässig sein muß, und wenn die Zahl der Prädiktoren/Moderatoren steigt, denn Produkte höherer Ordnung werden dann zunehmend stärker mit Produkten niedriger Ordnung korreliert sein. Diesem Problem der Multikollinearität könnte man durch eine lineare Transformation der Variablen vor der Produktbildung entgegenwirken. Der Einfachheit halber empfiehlt sich die Transformation in Abweichungswerte vom Mittelwert (also: $X' = X - M_X$, $Z' = Z - M_Z$, $W' = W - M_W$).

COHEN (1978) hat in dem Bemühen um die Beendigung einer Kontroverse um die Zulässigkeit solcher linearer Transformationen am Beispiel mit drei Variablen (X, Z, Y) gezeigt, daß sich weder am Betrag noch an der Zuverlässigkeit der Schätzung des Regressionsgewichtes der Produktvariable etwas ändert, wohl aber an Betrag und Zuverlässigkeit (Standardfehler) der Schätzungen der Regressionsgewichte der Ausgangsvariablen. Deshalb ist eine inferenzielle Bewertung der Ausgangsvariablen bzw. die inhaltliche Interpretation ihrer Regressionsgewichte als Haupteffekte unzulässig. Es darf nur der F-Test der Produktvariable bewertet werden, deren Semipartialkorrelation mit dem Kriterium inhaltlich als Wechselwirkungseffekt zu interpretieren ist. Daher ist auch dann das vollständige (= saturierte lineare) Modell zur Schätzung des Gewichtes der Produktvariable und zur Testung der statistischen Signifikanz

ihrer Semipartialkorrelation mit dem Kriterium heranzuziehen, wenn die F-Werte zu den Regressionsgewichten der Ausgangsvariablen insignifikant bleiben. Denn nur im vollständigen Modell darf der bedingte Effekt der Produktvariable als Interaktionseffekt interpretiert werden. Diese Überlegungen gelten auch bei Erweiterung des Variablensatzes. Vorausgesetzt, es wird das vollständige Modell zur Parameterschätzung herangezogen, bleibt der durch Z und W moderierte Effekt ($g_1(Z,W)$) von X auf Y von linearen Transformationen unberührt.

Wir wollen das an einem inhaltlichen Beispiel demonstrieren und erweitern den Variablensatz VÜ, FM, HH um den Moderator KO, antizipierte Kosten der Hilfeleistung. Dahinter steht die Erwartung, daß der Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme auf das Helfehandeln nicht nur eine Funktion der Fähigkeiten und Möglichkeiten zur Hilfe ist, sondern daß diese moderierte Beziehung ihrerseits durch die Kosten, die die Tochter im Falle der Hilfe auf sich zukommen sieht, moderiert wird. Kosten meint hier die Summe aller Arten von Belastungen und Verzichtleistungen seitens der Tochter.

Die unabhängigen Variablen werden folgendermaßen transformiert: $VÜ' = VÜ - M_{VÜ}$, $FM' = FM - M_{FM}$, $KO' = KO - M_{KO}$. Die Ausgangsvariablen VÜ, FM und KO können jetzt geschrieben werden als $(VÜ' + M_{VÜ})$, $(FM' + M_{FM})$ bzw. $(KO' + M_{KO})$.

Ersetzen wir in Gleichung (13) Y durch HH, X durch $(VÜ' + M_{VÜ})$, Z durch $(FM' + M_{FM})$ und W durch $(KO' + M_{KO})$ ergibt sich:

$E(HH|VÜ', FM', KO')$

$$\begin{aligned}
 &= d_0 + f_0(VÜ'+M_{VÜ}) + e_0(FM'+M_{FM}) + d_1(KO'+M_{KO}) \\
 &\quad + h_0(VÜ'+M_{VÜ})(FM'+M_{FM}) + f_1(VÜ'+M_{VÜ})(KO'+M_{KO}) \\
 &\quad + e_1(FM'+M_{FM})(KO'+M_{KO}) + h_1(VÜ'+M_{VÜ})(FM'+M_{FM})(KO'+M_{KO}) \\
 &= (d_0 + f_0 M_{VÜ} + e_0 M_{FM} + d_1 M_{KO} + h_0 M_{VÜ} M_{FM} \\
 &\quad + f_1 M_{VÜ} M_{KO} + e_1 M_{FM} M_{KO} + h_1 M_{VÜ} M_{FM} M_{KO}) \\
 &\quad + (f_0 + h_0 M_{FM} + f_1 M_{KO} + h_1 M_{FM} M_{KO}) VÜ' \\
 &\quad + (e_0 + h_0 M_{VÜ} + e_1 M_{KO} + h_1 M_{VÜ} M_{KO}) FM' \\
 &\quad + (d_1 + f_1 M_{VÜ} + e_1 M_{FM} + h_1 M_{VÜ} M_{FM}) KO' \\
 &\quad + (h_0 + h_1 M_{KO}) VÜ' * FM' + (f_1 + h_1 M_{FM}) VÜ' * KO' \\
 &\quad + (e_1 + h_1 M_{VÜ}) FM' * KO' + h_1 VÜ' * FM' * KO'
 \end{aligned}$$

Der so transformierten Gleichung sieht man an, daß das Regressionsgewicht des Produktes höchster Ordnung von der Transformation unberührt bleibt. Alle anderen Gewichte ändern sich als Funktion der linearen Transformation der Ausgangsvariablen.

Für den Test der Moderatorhypothese (zweiter Ordnung) entscheidend ist jedoch nur, ob das Regressionsgewicht des Interaktionsterms $VÜ * FM * KO$ nach Auspartialisierung aller anderen Terme niedriger Ordnung signifikant von Null verschieden ist. Ist h_1 signifikant, läßt sich Richtung und Ausmaß der Moderatorwirkung (2. Ordnung) von Z und W auf den Effekt von X auf Y durch Einsetzen von Werten für Z und W in Gleichung (8a) bestimmen.

Um zu demonstrieren, daß sich durch die lineäre Transformation nicht nur nichts an der Schätzung des Regressionsgewichts des Produktes höchster Ordnung ändert sondern auch nichts am Ausmaß der Moderatorwirkung von Z und W auf den Effekt von X auf Y und damit

an der inhaltlichen Interpretation des Moderatoreffektes 2. Ordnung, führen wir zwei Regressionsanalysen durch, einmal mit den transformierten Variablen und einmal mit den Ausgangsvariablen.

Die Mittelwerte der Ausgangsvariablen betragen $M_{VÜ} = 2.22$, $M_{FM} = 2.35$, $M_{KO} = 2.44$ (1 bedeutet keine Kosten, 6 bedeutet sehr hohe Kosten). In Tabelle 7 sind die Interkorrelationen der Prädiktortermine vor und nach der Transformation wiedergegeben. Erwartungsgemäß sind die Korrelationen zwischen den transformierten Variablen und ihren Produkten deutlich gesunken.

Tabelle 7: Interkorrelation der Prädiktortermine (oberhalb der Diagonale zwischen den transformierten Variablen; unterhalb der Diagonale zwischen den Ausgangsvariablen)

	VÜ	FM	KO	VÜ*FM	VÜ*KO	FM*KO	VÜ*FM*KO
VÜ		.431	.259	.210	.071	-.023	.277
FM	.431		.367	.141	-.015	.103	.164
KO	.259	.367		-.009	.140	.089	.354
VÜ*FM	.840	.794	.333		.237	.104	.003
VÜ*KO	.736	.459	.788	.697		.419	.491
FM*KO	.382	.776	.833	.638	.765		.202
VÜ*FM*KO	.692	.698	.691	.841	.918	.867	

In Tabelle 8 sind die beiden Regressionsmodelle wiedergegeben, in Teil (1) für die Ausgangsvariablen, in Teil (2) für die transformierten Variablen.

Tabelle 8: Hilfehandeln (HH) in Abhängigkeit von Verantwortlichkeitsübernahme (VÜ) moderiert durch Fähigkeiten und Möglichkeiten (FM) und Kostenantizipation (KO) (Multiple Regression)

Effekt	R	R ²	r	b	$\hat{\sigma}_b$	F	df	p
(1) VÜ		.378	.615	.045	.298			
FM	.654	.428	.466	-.171	.266			
KO	.657	.431	.279	-.916	.283			
VÜ*FM	.663	.439	.599	.182	.101			
FM*KO	.664	.440	.427	.334	.103			
VÜ*KO	.664	.441	.527	.416	.126			
VÜ*FM*KO (Konstante)	.674	.454	.534	-.134 1.906	.041	10.946	1/444	< .01

(Gesamt-)F = 52.787, df = 7/444, p < .01

(2) VÜ'		.378	.615	.718	.054			
FM'	.654	.428	.466	.320	.056			
KO'	.657	.431	.279	.092	.044			
VÜ'*FM'	.663	.439	.050	-.146	.045			
FM'*KO'	.664	.440	.044	.036	.050			
VÜ'*KO'	.664	.441	.052	.101	.049			
VÜ'*FM'*KO' (Konstante)	.674	.454	.125	-.134 2.778	.041	10.946	1/444	< .01

(Gesamt-)F = 52.787, df = 7/444, p < .01

Zur inhaltlichen Interpretation ziehen wir Gleichung (8a) heran, wobei $Z = FM$ (bzw. FM'), $W = KO$ (bzw. KO'), f_0 das Regressionsgewicht von VÜ (bzw. $VÜ'$), f_1 das Regressionsgewicht von VÜ*KO (bzw. $VÜ' KO'$), h_0 das Regressionsgewicht von VÜ*FM (bzw. $VÜ'*FM'$) und h_1 das Regressionsgewicht des Interaktionsterms höchster Ordnung VÜ FM KO (bzw. $VÜ'*FM'*KO'$) der Regressionsmodelle aus Tabelle 8 sind (vgl. auch Formel (13)).

Gleichung (8a) lautet für die untransformierten Variablen:

$$g_1(FM, KO) = .045 + .416 KO + .182 FM - .134 FM*KO$$

Werte für FM und KO von 1, 3, 6 eingesetzt, ergibt:

$$g_1(\text{FM} = 1, \text{KO} = 1) = .509$$

$$g_1(\text{FM} = 1, \text{KO} = 3) = 1.073$$

$$g_1(\text{FM} = 1, \text{KO} = 6) = 1.919$$

$$g_1(\text{FM} = 3, \text{KO} = 1) = .605$$

$$g_1(\text{FM} = 3, \text{KO} = 3) = .633$$

$$g_1(\text{FM} = 3, \text{KO} = 6) = .675$$

$$g_1(\text{FM} = 6, \text{KO} = 1) = .749$$

$$g_1(\text{FM} = 6, \text{KO} = 3) = -.027$$

$$g_1(\text{FM} = 6, \text{KO} = 6) = -1.191$$

Gleichung (8a) lautet für die transformierten Variablen:

$$g_1(\text{FM}', \text{KO}') = .718 + .101 \text{KO}' - .146 \text{FM}' - .134 \text{FM}' * \text{KO}'$$

Die den oben eingesetzten Werten für FM und KO entsprechenden Werte für FM' und KO' eingesetzt, ergibt:

$$g_1(\text{FM}' = -1.35, \text{KO}' = -1.44) = .509$$

$$g_1(\text{FM}' = -1.35, \text{KO}' = 0.56) = 1.073$$

$$g_1(\text{FM}' = -1.35, \text{KO}' = 3.56) = 1.919$$

$$g_1(\text{FM}' = 0.65, \text{KO}' = -1.44) = .603$$

$$g_1(\text{FM}' = 0.65, \text{KO}' = 0.56) = .631$$

$$g_1(\text{FM}' = 0.65, \text{KO}' = 3.56) = .673$$

$$g_1(\text{FM}' = 3.65, \text{KO}' = -1.44) = .744$$

$$g_1(\text{FM}' = 3.65, \text{KO}' = 0.56) = -.032$$

$$g_1(\text{FM}' = 3.65, \text{KO}' = 3.56) = -1.197$$

Numerisch verändern sich die Lösungen für Gleichung (8a) durch die Variablentransformation bis auf Rundungsfehler nicht; die inhaltliche Interpretation bleibt erhalten. Mit COHEN (1978, p. 865) läßt sich damit die Transformation so bewerten: "One might just as well not bother", zumal man durch die Transformation u.U. erhebliche Anschaulichkeitseinbußen und eine erhöhte Fehlerquelle bei der Durchführung der Analyse in Kauf nimmt.

Wie ist das Ergebnis der Analyse zu interpretieren? Zunächst einmal zeigt sich, daß KO die moderierende Wirkung von PM moderiert. Darum enthält die Interpretation von Tabelle 6 einen Generalisierungsfehler. Das Ausmaß der Abhängigkeit des Effektes von Verantwortlichkeitsübernahme auf Hilfehandeln von den Fähigkeiten und Möglichkeiten ist keine Konstante, sondern variiert je nach Höhe der antizipierten Hilfeleistungskosten. Dieser Moderatoreffekt zweiter Ordnung läßt sich auch umgekehrt formulieren: Bei einem gewissen Ausmaß von Fähigkeiten und Möglichkeiten ist der Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme auf das Hilfehandeln keine Konstante, sondern variiert mit dem Ausmaß der antizipierten Hilfeleistungskosten. Konkret: Am deutlichsten ist der Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme auf das Hilfehandeln bei ausgeprägten Fähigkeiten und Möglichkeiten ($FM = 1$) und sehr hohen antizipierten Kosten ($KO = 6$). Der Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme steigt bei ausgeprägten Fähigkeiten und Möglichkeiten ($FM = 1$) mit zunehmenden antizipierten Kosten ($KO = 1, 3, 6$) zunehmend an ($g_1 = .509; 1.073; 1.919$, respektive). Dies ist plausibel, denn Fähigkeiten und Möglichkeiten zur Hilfe sind Voraussetzung, daß Verantwortlichkeitsübernahme zum Tragen kommen kann. Je mehr Kosten der Hilfeleistung im Wege stehen, desto mehr scheint es von der Verantwortlichkeitsübernahme abzuhängen, ob eine er-

wachsene Tochter ihrer Mutter hilft. Bei geringen Kosten dagegen scheint die Verantwortlichkeitsübernahme ein weniger guter Prädiktor des Hilfehandelns zu sein. Das Bild kehrt sich um, wenn keine Fähigkeiten und Möglichkeiten gesehen werden ($FM = 6$). Nur wenn gleichzeitig keine Kosten ($KO = 1$) antizipiert werden, kommt der Verantwortlichkeitsübernahme ein (starker) Einfluß auf das Hilfehandeln zu. Mit zunehmenden Kosten wird die Verantwortlichkeitsübernahme bedeutungslos bzw. kehrt sich in ihrer Bedeutung sogar um. Bei mittleren Fähigkeiten und Möglichkeiten bleibt die Differenzierung nach den antizipierten Kosten bedeutungslos für den Effekt der Verantwortlichkeitsübernahme auf das Hilfehandeln.

Möglicherweise enthalten auch diese Aussagen Generalisierungsfehler in dem Sinne, daß sie nur gemittelt über weitere potentielle Moderatoren, z.B. Sicherheit der Verantwortlichkeitsübernahme (siehe oben) gelten.

Hier wird deutlich, wie wichtig eine sorgfältige Theoriekonstruktion ist. Eine wahllose Suche nach Moderatoren muß zwangsläufig schnell ausufern. Gleichzeitig meinen wir mit den angeführten Beispielen belegt zu haben, daß die Effektstärke kein primäres Kriterium für die Validität einer Theorie sein kann. In allen oben beschriebenen Analysen ist der Zuwachs aufgeklärter Kriteriumsvarianz durch die Berücksichtigung von Moderatoreffekten absolut gesehen gering. Dennoch ist eine erhebliche Veränderung des Effektes von VÜ auf HH durch die Moderatoren FM und KO zu verzeichnen.

.

Zu Beginn des Abschnittes 3.2 hatten wir von dem "eigentlichen Moderatorhypothesentyp" gesprochen und damit gemeint, daß im Gegensatz zu Konfigurationshypothesen Moderatorhypothesen des "ei-

gentlichen Typs" eine Unterscheidung von Prädiktor und Moderator zulassen. Diese Aussage wollen wir jetzt differenzieren. Zwar unterscheidet sowohl die sprachliche wie auch die formale Abbildung der Hypothese zwischen Prädiktor und Moderator, deren Rollen sind aber innerhalb des Regressionsmodells austauschbar. Dies läßt sich leicht zeigen, wenn man in den Formeln (2) bis (5) X und Z vertauscht:

$$(2^*) E(Y|X, Z) = g_0(X) + g_1(X)Z$$

$$(3^*) g_0(X) = b_0 + b_1X$$

$$(4^*) g_1(X) = c_0 + c_1X$$

$$(5^*) E(Y|X, Z) = b_0 + c_0Z + b_1X + c_1X*Z$$

Für die moderierende Wirkung von X auf den Effekt von Z auf Y ergibt sich:

$$(4a^*) g_1(X=x) = c_0 + c_1X$$

Aus derselben Regressionsgleichung läßt sich also auch die moderierende Wirkung des "Prädiktors" auf den Effekt des "Moderators" auf das Kriterium bestimmen.

Der Einfachheit halber wurde zu Beginn von Abschnitt 3.2 auch angenommen, daß sowohl der Effekt von X auf Y als auch der moderierende Effekt von Z linear sind. Diese Beschränkung ist aber keineswegs notwendig. Beispielsweise lassen sich problemlos quadratische oder kubische Effekte annehmen. Dabei muß allerdings beachtet werden, daß nicht nur die potenzierten Prädiktoren/Moderatoren in das Modell aufgenommen werden, sondern jeweils das voll-

ständige Polynom bis zum hypostasierten Grad und alle möglichen Interaktionen, denn nur im vollständigen hierarchischen Modell sind die Effekte der Produkte aus den entsprechend der Hypothese potenzierten Prädiktoren und Moderatoren die reinen nichtlinearen Effekte bzw. Moderatoreffekte (vgl. dazu auch COHEN 1978).

Beispielsweise muß die quadratische Moderation (etwa im Sinne einer umgekehrten U-Funktion) des linearen Effekts eines Prädiktors X auf das Kriterium Y durch den Moderator Z aus folgendem Regressionsmodell bestimmt werden (vgl. auch BARTUSSEK 1970, p. 65ff):

$$(2) E(Y|X, Z) = g_0(Z) + g_1(Z)X$$

$$(14) g_0(Z) = b_0 + b_1Z + b_2Z^2$$

$$(15) g_1(Z) = c_0 + c_1Z + c_2Z^2$$

$$(16) E(Y|X, Z) = b_0 + b_1Z + b_2Z^2 + c_0X + c_1X*Z + c_2X*Z^2$$

Das Regressionsgewicht des Produktes $X*Z^2$ gibt den reinen quadratischen Moderatoreffekt an, der sich durch Einsetzen der Gewichte c_0 , c_1 und c_2 sowie Werte von Z in Formel (15) leicht veranschaulichen läßt.

Seine Grenze findet die Ausdehnung des Regressionsansatzes auf multivariate nichtlineare Wechselwirkungsmodelle in der schnell wachsenden Zahl von zu berücksichtigenden Termen. Eine modelllogische Grenze gibt es nicht, höchstwahrscheinlich aber eine psycho-logische Grenze, denn psychologische Theorien dürften kaum so elaboriert sein, daß sie etwa mehrere simultane quadratische oder gar kubische Interaktionseffekte vorhersagen und begründen könnten.

LITERATUR

- AMELANG, M. & BORKENAU, P. 1984. Versuche einer Differenzierung des Eigenschaftskonzeptes: Aspekte intraindividuelle Variabilität und differentieller Vorhersagbarkeit. In: AMELANG, M. & AHRENS, H.-J. (Ed.) Brennpunkte der Persönlichkeitsforschung. Band 1. Göttingen: Hogrefe. p. 89 - 107.
- BARTUSSEK, D. 1970. Eine Methode zur Bestimmung von Moderatoreffekten. Diagnostica 16, 57 - 76.
- BEM, D.J. & ALLEN, A. 1974. On predicting some of the people some of the time: The search for cross-situational consistencies in behavior. Psychological Review 81, 506 - 520.
- BRANDTSTÄDTER, J. 1982. Methodologische Grundlagen psychologischer Prävention. In: BRANDTSTÄDTER, J. & VON EYE, A. (Ed.) Psychologische Prävention. Bern: Huber. p. 37 - 79.
- BUDD, R. & SPENCER, C. 1984. Latitude of rejection, centrality and certainty: Variables affecting the relationship between attitudes, norms and behavioral intentions. British Journal of Social Psychology 23, 1-8.
- 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. 1978. Partialled products are interactions; partialled powers are curve components. Psychological Bulletin 85, 858 - 866.
- COHEN, J. & COHEN, P. 1975. Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences. Hillsdale, N.J. Lawrence Erlbaum.
- CRONBACH, C.J. & SNOW, R.E. 1977. Aptitudes and instructional methods. New York: Irvington Publishers.
- GHISELLI, E.E. 1963. Moderating effects and differential reliability and validity. Journal of Applied Psychology 47, 81 - 86.
- HÄRTNER, R., MATTES, K. & WOTTAWA, H. 1980. Computerunterstützte Hypothesenagglutination zur Erfassung komplexer Zusammenhänge. EDV in Medizin und Biologie 2, 53 - 59.
- 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.
- KRAUTH, J. & LIENERT, G.A. 1973. KFA - Die Konfigurationsfrequenzanalyse. Freiburg: Alber.
- LANGHEINE, R. 1980. Log-lineare Modelle zur multivariaten Analyse qualitativer Daten. München: Oldenbourg.
- MISCHEL, W. 1968. Personality and assessment. New York: Wiley.
- MONTADA, L. 1981. Entwicklung interpersonaler Verantwortlichkeit und interpersonaler Schuld. Projektantrag an die Stiftung Volkswagenwerk. Trier: P.I.V.- Bericht Nr. 1 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 8).
- MONTADA, L., DALBERT, C. & SCHMITT, M. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber. Hypothesen über Zusammenhänge innerhalb der Kernvariablen und zwischen Kernvariablen und Kovariaten. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 8 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 15).
- PEDHAZUR, E.J. 1982. Multiple regression in behavioral research. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- SAUNDERS, D.R. 1956. Moderatorvariables in prediction. Educational and Psychological Measurement 16, 209 - 222.
- SCHWARTZ, S.H. 1977. Normative influences on altruism. In: BERKOWITZ, L. (Ed.) Advances in experimental social psychology, Vol. 10. New York: Academic Press, p. 221 - 279.

- STEYER, R. 1983a. A class of nonadditive linear models with three variables. *Trierer Psychologische Berichte* 10, Heft 3.
- STEYER, R. 1983b. Modelle zur kausalen Erklärung statistischer Zusammenhänge. In: BREDEKAMP, J. & FEGER, H. (Ed.) *Strukturierung und Reduzierung von Daten*. Göttingen: Hogrefe. p. 59 - 153.
- STRACK, F. & REHM, J. 1984. Theorie testen oder Varianz aufklären? Überlegungen zur Verwendung der Effektgröße als Gütemaß für experimentelle Forschung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 15, 81 - 85.
- WESTERMANN, R. & HAGER, W. 1984. Zur Verwendung von Effektgrößen in der theorie-orientierten Sozialforschung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 15, 159 - 166.
- WOTTAWA, H. 1982. Methoden zur explorativen Hypothesenagglutination. In: LÜER, G. (Ed.) *Bericht über den 33. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Mainz 1982*. Band 1. Göttingen: Hogrefe. p. 188 - 198.
- 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.
- ZEDECK, S. 1971. Problems with the use of 'Moderator' variables. *Psychological Bulletin* 76, 295 - 310.

Bisher erschienene Arbeiten dieser Reihe

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

- SCHMITT, M. 1982. Zur Erfassung des moralischen Urteils: Zwei standardisierte objektive Verfahren im Vergleich. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 4 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 11).
- SCHMITT, M. 1982. Über die Angemessenheit verschiedener Analyse-Modelle zur Prüfung dreier Typen von Hypothesen über multivariate Zusammenhänge in Handlungsmodellen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 5 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 12).
- DALBERT, C. 1982. Ein Strukturmodell interpersonaler Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 6 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 13).
- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Rekrutierung der Ausgangsstichprobe, Erhebungsinstrumente in erster Version und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 7 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 14).
- MONTADA, L., DALBERT, C. & SCHMITT, M. 1982. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Hypothesen über Zusammenhänge innerhalb der Kernvariablen und zwischen Kernvariablen und Kovariaten. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 8 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 15).
- DALBERT, C, SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1982. Überlegungen zu Möglichkeiten der Erfassung von Schuldkognitionen und Schuldgefühlen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 9 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 16).
- SCHMITT, M. & GEHLE, H. 1983. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Verantwortlichkeitsnormen, Hilfeleistungen und ihre Korrelate - ein Überblick über die Literatur. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 10 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 17) .
- MONTADA, L. & REICHLE, B. 1983. Existentielle Schuld: Explikation eines Konzeptes. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 11 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 18).

- REICHLE, B. & DALBERT, C. 1983. Kontrolle: Konzepte und ausgewählte Bezüge zu existentieller Schuld. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 12 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 19).
- MONTADA, L., SCHMITT, M. & DALBERT, C. 1983. Existentielle Schuld: Rekrutierung der Untersuchungsstichprobe, Erhebungsinstrumente und Untersuchungsplan. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 13 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 20).
- DALBERT, C, SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1983. Existentielle Schuld: Ausgewählte Untersuchungshypothesen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 14 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 21).
- KREUZER, C. & MONTADA, L. 1983. Vorhersage der Befriedigung wahrgenommener Bedürfnisse der eigenen Eltern: Ergebnisse einer Pilotstudie. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 22.
- SCHMITT, M., DALBERT, C. & MONTADA, L. 1983. Interpersonale Verantwortlichkeit erwachsener Töchter ihren Müttern gegenüber: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen (erster Untersuchungszeitraum) . Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 15 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 23).
- DALBERT, C, MONTADA, L. , SCHMITT, M. & SCHNEIDER, A. 1984. Existentielle Schuld: Ergebnisse der Item- und Skalenanalysen. Trier: P.I.V. - Bericht Nr. 16 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 24).
- SCHMITT, M., MONTADA, L. & DALBERT, C. 1984. Erste Befunde zur Validität des Konstruktes Existentielle Schuld. Trier: P.I.V. - Bericht- Nr. 17 (= Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 25).
- MONTADA, L. 1984. Feindseligkeit - Friedfertigkeit. Trier: Berichte aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 26.
- MONTADA, L. & BOLL, T. 1984. Moralisches Urteil und moralisches Handeln. Trier: Bericht aus der Arbeitsgruppe "Verantwortung, Gerechtigkeit, Moral" Nr. 27.

Andernorts publizierte Arbeiten aus dieser Arbeitsgruppe

- MONTADA, L. 1977. Moralisches Verhalten. In: HERRMANN, T., HOFSTÄTTER, P.R., HUBER, H. & WEINERT, F.E. (Ed.) Handbuch psychologischer Grundbegriffe. München: Kösel. p. 289 - 296.
- MONTADA, L. 1980. Gerechtigkeit im Wandel der Entwicklung. In: MIKULA, G. (Ed.) Gerechtigkeit und soziale Interaktion. Bern: Huber. p. 301 - 329.
- MONTADA, L. 1980. Moralische Kompetenz: Aufbau und Aktualisierung. In: ECKENSBERGER, L.H. & SILBEREISEN, R.K. (Ed.) Entwicklung sozialer Kognitionen: Modelle, Theorien, Methoden, Anwendungen. Stuttgart: Klett-Cotta. p. 237 - 256.
- MONTADA, L. 1981. Gedanken zur Psychologie moralischer Verantwortung. In: ZSIFKOVITS, V. & WEILER, R. (Ed.) Erfahrungsbezogene Ethik. Berlin: Duncker & Humblot. p. 67 - 88.
- SCHMITT, M. & MONTADA, L. 1982. Determinanten erlebter Gerechtigkeit. Zeitschrift für Sozialpsychologie 13, 32 - 44.
- DAHL, U., MONTADA, L. & SCHMITT, M. 1982. Hilfsbereitschaft als Personmerkmal. Trierer Psychologische Berichte, Band 9, Heft 8.
- DALBERT, C. & MONTADA, L. 1982. Vorurteile und Gerechtigkeit in der Beurteilung von Straftaten. Eine Untersuchung zur Verantwortlichkeitsattribution. Trierer Psychologische Berichte, Band 9, Heft 9.
- MONTADA, L. 1982. Entwicklung moralischer Urteilsstrukturen und Aufbau von Werthaltungen. In: OERTER, R., MONTADA, L. u.a. Entwicklungspsychologie. München: Urban & Schwarzenberg. p. 633 - 673.
- MONTADA, L. 1983. Delinquenz. In: SILBEREISEN, R.K. & MONTADA, L. (Ed.) Entwicklungspsychologie. Ein Handbuch in Schlüsselbegriffen. München: Urban & Schwarzenberg. p. 201 - 212.
- MONTADA, L. 1983. Voreingenommenheiten im Urteilen über Schuld und Verantwortlichkeit. In: MONTADA, L., REUSSER, K. & STEINER, G. (Ed.) Kognition und Handeln. Stuttgart: Klett-Cotta. p. 156 - 168.
- MONTADA, L. 1983. Verantwortlichkeit und das Menschenbild in der Psychologie. In: JÜTTEMANN, G. (Ed.) Psychologie in der Veränderung. Weinheim: Beltz. p. 162 - 188.