

SPRECHEN, BETONEN, LÄCHELN

Teil II: Modelldiagnose mit  
'Conjoint-Measurement'-Ver-  
fahren

Joachim Grabowski-Gellert &  
Peter Winterhoff-Spurk

Bericht Nr. 6  
Februar 1986

Arbeiten der Forschergruppe  
"Sprechen und Sprachverstehen im sozialen Kontext"  
Heidelberg / Mannheim

Kontaktadresse: Universität Mannheim, Lehrstuhl Psychologie III,  
Schloß, 6800 Mannheim 1

Wir danken Herrn Prof. Feger sowie besonders Herrn Dr. Faulbaum  
von ZUMA für ihre kritischen Rückmeldungen; des weiteren der  
DFG für die Unterstützung unserer Arbeiten.

Technische Herstellung:  
Rita Schwarzer

## Inhaltsverzeichnis

	p.
Zusammenfassung	
Summary	
1. Vorbemerkung	1
2. Modelldiagnosen mit Conjoint-Measurement- Verfahren	2
2.1. Warum verbundene Messung?	2
2.2. Axiomatischer Ansatz	4
2.2.1. Theorie	4
2.2.2. Anwendung	10
2.2.3. Diskussion	13
2.3. Numerischer Ansatz	15
2.3.1. Theorie	15
2.3.2. Anwendung	24
2.3.3. Diskussion	28
3. Varianzanalysen	29
4. Conjoint Measurement in psychologischen Untersuchungen	32
5. Literatur	36
Anhang	

## Zusammenfassung

Am Beispiel einer Untersuchung zum Zusammenwirken verbaler und nonverbaler Komponenten bei Aufforderungen (Teil I dieses Berichts) werden Theorie und Anwendung von Conjoint-Measurement-Verfahren dargestellt.

Dabei werden die Resultate aus axiomatischen und numerischen Modellüberprüfungen aufeinander bezogen und mit varianzanalytischen Ergebnissen verglichen.

Wir diskutieren die Anwendungsmöglichkeiten der Verbundenen Messung für psychologische Fragestellungen.

## Summary

We describe theory and application of conjoint measurement proceedings by the example of a study about the interaction of verbal and nonverbal components of requests (part I of this report).

We relate results won both by axiomatical and numerical model checks and compare them with an analysis of variance.

Finally we discuss the applicability of conjoint measurement for psychological problems.

## 1. Vorbemerkung

Im Teil I dieses Berichts (Grabowski-Gellert & Winterhoff-Spurk, 1986) haben wir die Frage nach einer adäquaten Verknüpfungsregel zur Beschreibung des Zusammenwirkens verbaler und nonverbaler Äußerungskomponenten bei Aufforderungen problematisiert und dabei auf Ergebnisse rekurriert, die mit Hilfe von Conjoint-Measurement-Verfahren zustande gekommen waren.

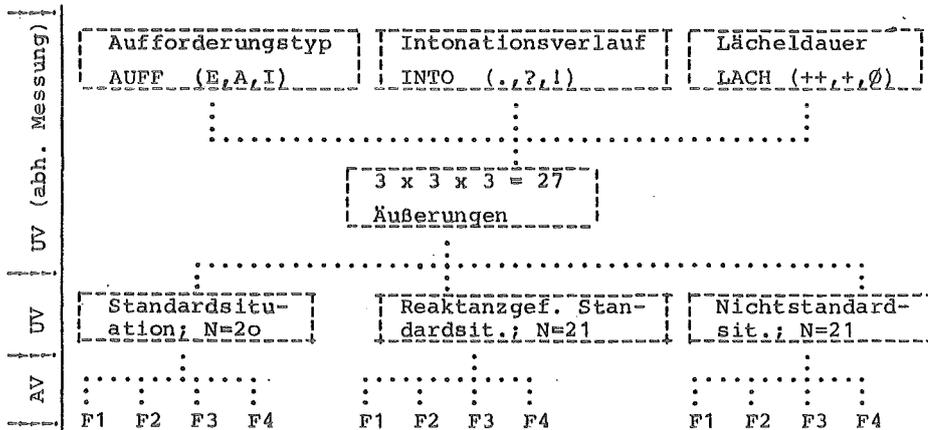
In dem vorliegenden Teil II werden am Beispiel des o.a. Problems Theorie und Anwendung von Conjoint-Measurement-Verfahren ausführlich dargestellt und diskutiert. Darüber hinaus versuchen wir, Anwendungsmöglichkeiten und -grenzen dieser Verfahren für psychologische Fragestellungen auszuloten.

Zur Vergegenwärtigung fassen wir die Daten- bzw. Variablenkonstellation unserer Beispieluntersuchung kurz zusammen: 62 männliche Versuchspersonen bekommen je 27 Äußerungen (Messwiederholung) auf Videoband vorgespielt. Diese Äußerungen setzen sich aus je einer von drei Aufforderungspropositionen (verbal), je einem von drei Intonationsverläufen und je einer von drei Lächelvarianten (nonverbal) zusammen. Wir unterscheiden drei unterschiedliche situative Kontexte, in denen die Äußerungen eingebettet sind (Standardsituation, Reaktanzgefährdete Standardsituation, Nichtstandardsituation; unabhängige Messung).

Die Versuchspersonen gaben zu jeder Äußerung Urteile zu den folgenden vier abhängigen Variablen auf jeweils 5-stufigen Ratingskalen ab: F1 = Verwendungswahrscheinlichkeit; F2 = Direktheit; F3 = Befolgenswahrscheinlichkeit; F4 = Befolgensmotivation. In Tabelle 1 ist dieser Aufbau veranschaulicht.

Die parallele Betrachtung von vier abhängigen Variablen erhöht dabei die Vergleichbarkeit von methodisch unterschiedlich gewonnenen Ergebnissen und stabilisiert diesbezügliche Befunde.

Tabelle 1: Variablenstruktur



## 2. Modelldiagnosen mit Conjoint-Measurement-Verfahren

### 2.1. Warum verbundene Messung?

Meßtheoretisch besteht für eine große Anzahl von gängigen Auswertungsverfahren das Problem, daß für ihre Anwendung das Vorliegen von intervallskalierten Messungen der abhängigen Variablen Voraussetzung ist. Diese Annahme wird in den seltensten Fällen überprüft, sondern zumeist vorausgesetzt (Clauss & Ebner, 1972). Zudem bleibt auch die Annahme einer additiven Verknüpfung der Variablen, wie etwa in der multiplen Regressionsanalyse oder bei der Varianzanalyse in der Regel ungeprüft. Gerade bei der Bewertung verbal und

nonverbal zusammengesetzter Äußerungen haben wir diese - oft stillschweigende - Annahme kritisiert (s. Grabowski-Gellert & Winterhoff-Spurk, 1986, S. 7 ff.).

Eine Möglichkeit, aus diesem Dilemma der unüberprüften Grundannahmen bei der Verwendung gängiger Auswertungsverfahren zu entkommen, bietet die Anwendung von Verfahren der verbundenen Messung (conjoint measurement). 'Verbundene' Messung deshalb, weil eine gleichzeitige Messung der abhängigen und unabhängigen Variablen angestrebt wird (Gigerenzer, 1981, S. 227 ff.). Im Bereich der Voraussetzung bezüglich des Skalenniveaus der Variablen gilt hier, daß Informationen über die unabhängigen Variablen lediglich auf Nominalskalenniveau vorliegen müssen; für die Messung der abhängigen Variablen wird Ordinalskalenniveau vorausgesetzt<sup>\*)</sup>.

Ein weiterer wichtiger Vorteil der Conjoint-Measurement-Verfahren besteht darin, "daß sie nicht nur die Feststellung der Meßbarkeit und die Messung der untersuchten Eigenschaften erlauben, sondern auch in ebenso präziser Weise der Untersuchung der Art des Zusammenwirkens von Komponenten dienen. Für viele Fragestellungen ist die Kenntnis des Zusammenhangs von Eigenschaften wichtiger als deren Messung" (Orth, 1974, S. 64; auch Orth, 1983).

Bei der methodischen Vorgehensweise kann man zwischen dem axiomatischen und dem numerischen Ansatz unterscheiden (Krantz & Tversky, 1971).

---

<sup>\*)</sup> Dennoch müssen die Variablen für eine erfolgreiche verbundene Messung intervallskalierbar sein.

## 2.2. Axiomatischer Ansatz

### 2.2.1. Theorie

Der axiomatische Ansatz ist ein deterministischer: "Existieren für die unabhängigen Merkmale und das abhängige Merkmal Intervallskalen, welche einer bestimmten Verknüpfungsregel genügen?" (Gigerenzer, 1981, S. 228) Als mögliche überprüfbare Verknüpfungsregeln kommen dabei alle mit den jeweiligen unabhängigen Variablen bildbaren einfachen Polynome in Betracht. Dies sind für unseren Fall dreier unabhängiger Variablen Terme, in denen die Variablen additiv, distributiv, dual-distributiv oder multiplikativ verbunden sind. Tab. 2 zeigt die für unseren konkreten Fall möglichen acht Modelle. Intervallskalen, die einer bestimmten Verknüpfungsregel genügen, existieren genau dann und - in diesem deterministischen Ansatz - nur dann, wenn die zur Diagnose dieses Modells spezifischen Axiome erfüllt sind.

Tab.2: Mögliche einfache Polynome der Variablen Aufforderungstyp (AUFF), Intonationsverlauf (INTO) und Lächeldauer (LACH)

<u>Art des Polynoms</u>	<u>Nr.</u>	<u>Verknüpfung</u>
additiv	Modell 1	AUFF + INTO + LACH
distributiv	" 2	(AUFF + INTO) x LACH
"	" 3	AUFF x (INTO + LACH)
"	" 4	(AUFF + LACH) x INTO
dual-distributiv	" 5	AUFF + (INTO x LACH)
" "	" 6	(AUFF x INTO) + LACH
" "	" 7	(AUFF x LACH) + INTO
multiplikativ	" 8	AUFF x INTO x LACH

Die Differentialdiagnose einer bestimmten vorliegenden Form der Verknüpfung kann anhand eines hierarchischen Ablaufschemas erfolgen (s. Gigerenzer, a.a.O., S. 245; Krantz & Tversky, 1971, S. 159). Ausgangspunkt ist das Vorliegen eines empirischen Systems, in dem auf dem kartesischen Produkt der unabhängigen Merkmale eine schwache Ordnungsrelation besteht:

$$E = \langle \text{AUFF X INTO X LACH, } \geq \rangle$$

Das bedeutet, daß sich die Reize, die sich aus der vollständigen Kombination der Ausprägungen der unabhängigen Variablen ergeben (hier:  $3 \times 3 \times 3 = 27$  Äußerungen), hinsichtlich der abhängigen Variablen in eine eindeutige Rangfolge bringen lassen, in der allerdings gleiche Ränge gestattet sind (schwache Ordnung). In unserem Fall, in dem die abhängigen Variablen numerisch durch Ankreuzen eines Skalenpunktes erhoben wurden, ist diese Bedingung trivialerweise erfüllt. Für den Fall, in dem die abhängigen Variablen, für die ja nur Ordinalniveau vorausgesetzt wird, durch vollständigen Paarvergleich gemessen würden, wäre jedoch darauf zu achten, daß keine Rang-Inkonsistenzen auftreten. Weiterhin müssen alle Ausprägungskombinationen besetzt sein (vollständiges Design).

Die Hypothese über eine bestimmte Art der Verknüpfung hat dann folgende Form (für das Beispiel einer distributiven Verknüpfung):

$$\begin{array}{l}
 ++++++ \\
 + \quad \text{Hypothese}_{\text{Modell}}((A+B) \times C) \\
 + \quad a_{il} \geq b_{jm} \quad \text{genau dann, wenn} \\
 + \quad (f(a) + g(i)) \cdot h(l) \geq (f(b) + g(j)) \cdot h(m) \\
 ++++++
 \end{array}$$

mit  $a, b \in \text{AUFF}$ ;  $i, j \in \text{INTO}$ ;  $l, m \in \text{LACH}$ ;  $f, g, h$  bedeuten die Funktionen der numerischen Zuordnungen zu den unabhängigen Variablen (AUFF, INTO und LACH) -: die Skalenwerte. Die Hypothese besagt also, daß die schwache Ordnungsstruktur des empirischen Systems nach der Zuordnung von Meßwerten invariant bleiben muß, wenn eine entsprechende Verknüpfung vorliegen soll, d.h. wenn entsprechende Intervallskalen existieren.

Welche testbaren Axiome müssen nun erfüllt sein, damit eine der polynomischen Verknüpfungsregeln als adäquate Meßstruktur vorliegt \*)?

- Axiom der einfachen Unabhängigkeit

Das Axiom besagt, daß die Ordnungsstruktur der Ausprägungen jeweils eines Merkmals unabhängig von den jeweiligen Ausprägungen der beiden anderen Merkmale sein müssen:

$ail \geq bil$	gdw	$ajm \geq bjm$	(Unabhängigkeit von AUFF)
bzw. $ail \geq ajl$	gdw	$bim \geq bjm$	(Unabhängigkeit von INTO)
bzw. $ail \geq aim$	gdw	$bjl \geq bjm$	(Unabhängigkeit von LACH)

für alle  $a, b$  als Ausprägungen von AUFF (E, A, I),  $i, j$  als Ausprägungen von INTO (., ?, !) sowie  $l, m$  als Ausprägungen von LACH (++, +,  $\emptyset$ ).

Es sind in unserem Fall insgesamt  $3 \times 36 = 108$  Tests je Variable möglich, die jedoch nicht unabhängig voneinander sind. Mindestens 54 Paarvergleiche pro Variable (= 50 %) erfüllen das Axiom auch bei der ungünstigsten Konstellation. Die Prüfung der Axiome erfolgt für jede Versuchsperson getrennt.

---

\*) Das Archimedische Axiom, das Axiom der beschränkten Lösbarkeit sowie das Axiom der Wesentlichkeit gehören auch zum meßtheoretischen Axiomenfundus, sind aber nicht testbar, sondern mehr konzeptueller Natur.

- Axiom der Doppelaufhebung (double cancellation)

Dieses Axiom bezieht sich auf die Transitivitätsbedingung bei Dominanzrelationen zwischen Objektdifferenzen. Es läßt sich am anschaulichsten durch die folgende Abbildung beschreiben (die Doppelaufhebung bezieht sich jeweils auf zwei Merkmale; das dritte bleibt konstant):

++	E	A	I
.	A 1	A 10	A 19
?	A 4	A 13	A 28
!	A 7	A 16	A 25

Abb. 1: Doppelaufhebung

In der Sprache der Abbildung besagt das Axiom: Wenn die beiden kurzen Pfeile gelten, dann muß auch der lange Pfeil gelten. Ein Pfeil bedeutet dabei "hat höhere oder gleiche Rangzahl". Ebenso muß die Relation in Abb. 2 gelten:

++	E	A	I
.			
?			
!			

Abb. 2: Doppelaufhebung

Wieviele solcher Matrizen müssen in unserem Fall überprüft werden? Da das dritte Merkmal jeweils konstant gehalten wird, gibt es für jedes Merkmalspaar, das die Zeilen und Reihen der Matrix gestaltet, 3 Matrizen; mit insgesamt drei Variablen sind maximal 3 verschiedene Paarkombinationen möglich. Es ergeben sich also  $3 \times 3 \times 2 = 18$  unabhängige Kontrollmöglichkeiten.<sup>\*)</sup> Im Falle einer Anordnung wie in Abb. 3 ist eine Prüfung des Axioms nicht möglich, weil die Prämissen nicht gegeben sind; dies spricht weder für noch gegen die Hypothese einer polynomischen Verknüpfung:

++	E	A	I
•		↖	
?	↘		↘
!		↘	

Abb. 3 : Doppelaufhebung

---

<sup>\*)</sup> Durch Vertauschen innerhalb der Zeilen und/oder Spalten ergeben sich weitere Matrizen, deren Überprüfung jedoch nicht unabhängig von der ursprünglichen Zeilen-Spalten-Konstellation ist.

Die Erfüllung dieser beiden Axiome stellt im deterministischen Fall die Grundbedingung dafür dar, daß eine der möglichen polynomischen Verknüpfungen überhaupt vorliegen kann.<sup>1)</sup>

Ist eine Überprüfung dieser beiden Axiome positiv verlaufen, so kann im weiteren eine Differentialdiagnose eines konkret vorliegenden Modells anhand weiterer Axiome erfolgen (Ablaufschema s. Gigerenzer, a.a.O., S. 245). Das Vorliegen einer multiplikativen Verknüpfung ist jedoch im Falle positiver Skalenwerte von einer additiven Verknüpfungsregel nicht zu unterscheiden: "Note that in the positive case, the additive and the multiplicative rules are (ordinally) equivalent" (Krantz & Tversky, 1971, S. 156)<sup>2)</sup>.

---

1) Genaugenommen gelten die Erfüllungsrestriktionen für den Fall positiver Skalenwerte; d.h. den Ausprägungen der Merkmale werden positive Zahlenwerte zugeordnet (falls die Prüfung der Axiome ergibt, daß solche Intervallskalen existieren). Eine Erweiterung des Verfahrens besteht in der Mitaufnahme auch negativer Skalenwerte. Dies erscheint sinnvoll, wenn eine oder mehrere der beteiligten unabhängigen Variablen 'psychologisch nachvollziehbar' eine bipolare Dimension bilden. In diesem Fall kann die Menge der Elemente des kartesischen Produktes auf den Variablen in Teilmengen zerlegt werden - in unserem Beispiel wäre das  $(\text{AUFF} \times \text{INTO} \times \text{LACH})^+$ ,  $(\text{AUFF} \times \text{INTO} \times \text{LACH})^0$  und  $(\text{AUFF} \times \text{INTO} \times \text{LACH})^-$ . Innerhalb dieser Teilmengen müssen dann weiterhin die axiomatischen Bedingungen erfüllt sein, jedoch nicht zwischen den Teilmengen. In Fällen, in denen das Polaritätsverhalten der unabhängigen Variablen nicht a priori und sinnfällig gegeben ist, erscheint die Einbeziehung der Möglichkeit des Vorliegens negativer Skalenwerte nicht angebracht. Hier würde die Problemstellung nämlich lauten: Können aus der Menge aller Kombinationen der UV-Ausprägungen Teilmengen so 'hingepuzzelt' werden, daß die Axiome erfüllt sind, damit die Hypothese einer polynomischen Verknüpfung aufrecht erhalten werden kann?

Da bei keiner unserer Variablen AUFF, INTO oder LACH das Vorhandensein einer bipolaren Skala psychologisch evident erscheint, beschränken wir uns im deterministischen Fall der Überprüfung auf die Axiomatik für positive Skalenwerte.

2) Der mathematische Grund für die Ununterscheidbarkeit liegt in der Unlösbarkeit des folgenden Gleichungssystems für  $a, b, c, d \in \mathbb{N}$ :

$$\begin{cases} a + b > c + d \\ a \cdot b < c \cdot d \end{cases}$$

oder, anders formuliert, darin, daß die additive Verknüpfung einer logarithmischen und damit monotonen Transformation der multiplikativen Verknüpfung entspricht.

### 2.2.2. Anwendung

Wir haben die beiden Axiome der einfachen Unabhängigkeit und der Doppelaufhebung für unsere 62 männlichen Versuchspersonen getestet. Dazu wurde mit Hilfe der Datenmodifikationsparameter des Programmpakets SPSS ein Programm erstellt, das auf die spezifische Variablenkonstellation in unserem Design zugeschnitten war.

Alle Prüfungen erfolgen für jede Versuchsperson getrennt. In Tabelle 3 geben wir die Ergebnisse der Überprüfung des Axioms der einfachen Unabhängigkeit wieder. Die Einträge in Tab. 3 bezeichnen die prozentualen Anteile der im Sinne des Axioms positiven Prüfungen, wobei 50 % ein logisches Minimum darstellt (vgl. S. 6 ).

Tab.3: Einfache Unabhängigkeit; Erläuterungen s. Text

VP-Nr.	F 1			F 2			F 3			F 4		
	AUFF	INTO	LACH									
1	59	76	70	50	56	78	72	80	59	87	100	70
2	56	85	57	56	78	59	52	93	67	57	80	67
3	69	63	78	54	56	56	63	74	85	72	93	85
4	50	85	57	61	59	59	59	87	63	59	85	63
5	78	72	80	54	54	57	63	85	57	70	93	80
6	59	100	59	72	54	61	57	80	67	59	93	67
7	63	78	76	54	52	57	63	63	63	67	72	87
8	70	83	65	76	57	78	76	80	72	63	83	54
9	76	93	80	54	63	85	78	100	63	59	93	70
10	67	76	69	57	70	70	54	93	67	63	85	67
11	52	100	93	61	57	63	69	72	72	52	87	72
12	56	72	76	70	70	61	61	93	72	59	76	57
13	61	87	87	74	57	65	65	76	76	70	69	93
14	56	52	54	56	56	52	56	52	52	67	57	76
15	78	85	87	63	69	61	59	80	72	70	85	93
16	56	85	59	52	78	52	59	80	56	74	93	85
17	56	83	78	57	57	52	59	100	67	61	83	57
18	80	87	54	63	59	52	59	80	54	61	80	54
19	63	85	85	70	69	67	65	78	78	78	93	78
20	65	83	63	57	70	67	61	70	56	78	80	57
21	59	80	63	56	61	52	54	57	72	56	80	65
22	56	85	56	85	56	56	52	85	57	56	93	54
23	52	76	54	52	61	63	52	80	57	56	78	59
24	63	80	65	56	69	61	67	93	67	72	78	61
25	63	87	56	69	65	93	65	85	52	80	100	80
26	57	85	78	85	61	78	69	100	78	63	100	87
27	59	100	63	57	63	93	70	85	59	56	100	59
28	57	100	85	63	87	72	57	93	83	59	93	69
29	54	65	63	61	78	80	54	80	57	67	85	54
30	65	61	57	63	63	63	72	72	63	87	78	78
31	54	80	69	63	59	59	52	93	67	69	93	93
32	50	76	57	65	63	63	57	93	61	59	87	59
33	72	93	67	63	61	56	67	85	70	59	83	61
34	54	93	89	54	70	59	52	93	78	80	87	80
35	56	83	52	56	56	57	54	76	56	50	78	63
36	56	93	57	54	56	61	52	63	63	65	87	63
37	69	87	78	54	72	61	65	80	52	63	87	69
38	54	72	70	85	59	65	70	76	65	56	93	69
39	70	87	93	63	74	54	52	85	63	61	83	85
40	65	93	76	61	63	56	54	87	72	57	87	80
41	69	93	57	63	54	67	78	93	54	65	78	54
42	78	87	69	54	65	63	72	85	56	69	78	65
43	57	76	67	72	54	57	74	85	100	54	83	72
44	78	85	80	65	57	54	70	83	87	72	87	70
45	70	78	67	54	56	57	59	93	65	59	85	72
46	52	87	72	61	50	65	54	83	63	72	83	76
47	52	59	61	57	63	54	56	85	54	57	87	63
48	57	76	61	56	61	52	70	83	63	76	85	63
49	54	87	63	70	67	56	56	74	59	56	74	56
50	57	72	56	59	72	65	57	63	57	57	80	54
51	65	85	65	61	56	56	59	72	56	54	93	67
52	67	100	93	56	63	57	85	93	78	85	100	87
53	72	87	87	61	54	57	69	87	76	76	93	87
54	72	83	83	54	56	63	69	78	69	72	76	63
55	57	87	72	56	59	56	65	93	56	54	87	57
56	78	87	61	57	61	56	70	100	59	100	93	85
57	70	78	72	80	85	54	72	87	76	63	93	67
58	54	93	85	70	65	56	78	100	78	56	83	67
59	56	85	56	56	70	59	67	93	80	70	87	78
60	78	87	85	56	72	85	63	85	69	80	87	85
61	85	76	59	56	52	57	78	80	59	76	83	54
62	76	83	87	56	63	61	72	80	63	72	87	69

Die Mittelwerte der Anteile positiver Axiomüberprüfungen, über alle Versuchspersonen, sind in Tab. 4 aufgeführt. Zwischen den situativen Bedingungen (Standardsituation: VP1 - 20; Reaktanzgefährdete Standardsituation: VP21 - 41; Nichtstandardsituation: VP42 - 62) sind keine Unterschiede feststellbar.

Tab. 4: Überprüfung des Axioms der einfachen Unabhängigkeit; Mittelwerte über alle Versuchspersonen (N=62)

AV	AUFF	INTO	LACH	GESAMT
F 1	63,0%	82,9%	69,6%	71,8%
F 2	61,4%	62,8%	62,3%	62,2%
F 3	63,4%	83,1%	65,9%	70,8%
F 4	66,0%	85,7%	69,9%	73,9%

Die Ergebnisse der Überprüfung des Axioms der Doppelaufhebung (double cancellation) sind in Tab. 5 aufgeführt:

Tab. 5: Überprüfungen des Axioms der Doppelaufhebung, summiert über N=62 Versuchspersonen

AV	Anzahl der Prüfungen	davon: nicht möglich	Axiom gilt	Axiom gilt nicht
F 1	1116	401 (36%)	591 (53%)	124 (11%)
F 2	1116	591 (53%)	346 (31%)	179 (16%)
F 3	1116	409 (37%)	577 (52%)	130 (12%)
F 4	1116	386 (34%)	620 (56%)	110 (10%)

### 2.2.3. Diskussion

Die Befunde bei der Überprüfung der beiden Axiome weisen im deterministischen Fall unter der Annahme positiver Skalenergebnisse die Hypothese zurück, daß Intervallskalen existieren, die einer der polynomischen Verknüpfungsregeln genügen - dies für alle vier abhängigen Variablen und alle Versuchspersonen, wodurch sich eine weitere Differentialdiagnose erübrigt. Dies erscheint bei der komplexen  $3 \times 3 \times 3$  - Kombination der zu bewertenden Reize auch nicht allzu verwunderlich; die Versuchspersonen müßten sich, um den deterministischen Anforderungen zu genügen, über alle 27 Reize hinweg einfach und multipel konsistent verhalten. Das Problem der deterministischen Strenge des Verfahrens diskutiert Diekmann (1982, S. 25): "Streng genommen wird die deterministische Meßstruktur durch eine einzige Abweichung falsifiziert. Wenn die deterministischen Meßstrukturen jedoch nicht völlig unrealistisch in bezug auf empirische Anwendungen sein sollen, so wird man gewisse Fehlermargen erlauben müssen. Dann stellt sich allerdings sofort die Frage, wie groß der Toleranzbereich sein darf. Die deterministische Meßtheorie stellt hierfür leider keine Kriterien zur Verfügung, so daß man auf mehr oder minder willkürliche "Daumenregeln" zurückgreifen muß. In dieser Hinsicht sind zweifellos probabilistische Meßmodelle überlegen." Diekmann (a.a.O.) hat für ein Problem mit zwei unabhängigen Variablen in einem  $3 \times 4$  - Design bei 9 von 10 Versuchspersonen positive Ergebnisse für den Nachweis einer additiven Verknüpfung erzielen können, läßt dabei aber ein geringes Maß an Axiomverletzungen zu, die er als Meßfehler interpretiert und durch im Sinne der Axiome vorteilhaftere Rangplatzvertauschungen korrigiert. Es ist jedoch zu beachten, daß die Wahrscheinlichkeit, für eine  $a \times b$ -Matrix eine additive Repräsentation nachweisen zu können, von  $a$  und  $b$  abhängt, also von der Anzahl der Merkmale pro Variable. Arbuckle & Larimer (1976) zeigen, daß von

den 24 möglichen Anordnungen einer 2 x 2-Matrix ein Drittel (also 8) einer additiven Repräsentation genügen; bei einer 4 x 6-Tafel dagegen nur noch weniger als der  $\frac{1}{10^{16}}$  te Teil der  $6,2 \cdot 10^{23}$  möglichen Anordnungen (vgl. auch McClelland, 1977).

Über das Gesagte hinaus läßt sich den Ergebnissen in unserem Anwendungsbeispiel entnehmen, daß die Variable 'Intonationsverlauf' bei den abhängigen Variablen F1, F3 und F4 einen höheren Unabhängigkeitsstatus aufweist als die beiden anderen unabhängigen Variablen.

Für eine sinnvolle (d.h. mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit eines positiven Ergebnisses behaftete) Anwendung des axiomatischen Ansatzes der verbundenen Meßstrukturen empfiehlt sich, das Verfahren an Problemstellungen durchzuführen, die auf höchstens zwei unabhängigen Variablen mit je nicht mehr als vier Merkmalen durchzuführen. 3 Merkmale pro Variable stellen für eine Durchführung der differentialdiagnostizierenden Axiome für das Vorliegen etwa einer dual-distributiven Verknüpfung das Minimum dar. Eine dermaßen gering gehaltene Anzahl kombinierbarer Reize ermöglicht zudem bei der Erhebung der Versuchspersonenurteile die Durchführung eines vollständigen Paarvergleichs (bei 3 x 3-Tafeln: 66 Paarvergleiche; bei 4 x 4-Tafeln: 120 Paarvergleiche), wodurch eine höhere Differenziertheit in der Beurteilungsrangreihe auf der abhängigen Variablen erreicht wird. In unserem Beispiel hatten wir die Versuchspersonenurteile auf 5-stufigen Ratingskalen erhoben (bei 27 kombinierten Reizen wären 351 in sich konsistente Paarvergleiche nötig!) und dadurch von vornherein ein gewisses Ausmaß an Rangbindungen in der Dominanzrelation erzeugt.

Andererseits stellte eine positive axiomatische Überprüfung in einem komplexeren Design ein weitaus stärkeres Ergebnis dar.

### 2.3. Numerischer Ansatz

Während die Diagnose eines Verknüpfungsmodells, wie sie unter 2.2.1. beschrieben wurde, notfalls auch von Hand erfolgen könnte, erschlossen sich durch die Verfügbarkeit von Computern seit den 60er Jahren andere Zugangsweisen zum Problem der multidimensionalen Messung, vor allem aus dem amerikanischen Raum (für die folgenden Darstellungen vgl. Kruskal, 1964a, b; Young, 1972; Roskam, 1974).

#### 2.3.1. Theorie

Young (a.a.O.) beschreibt den Algorithmus für polynomische Conjoint-Measurement-Analysen als Verallgemeinerung der nichtmetrischen multidimensionalen Skalierung. Ein diesbezüglicher Algorithmus wurde erstmals von Shepard (1962) für den euklidischen Raum (= orthogonale Koordinatenachsen) vorgestellt. Das Ziel seiner Analysemethode bestand darin, die metrische Struktur einer unbekanntem Konfiguration aus Punkten im euklidischen Raum unbekannter Dimensionalität abzuleiten, und zwar mit Hilfe nichtmetrischer Information über die Nähe dieser Punkte zueinander.

Auch in der Folgeentwicklung blieb die große Nähe zu geometrischen Meßmodellen gewahrt. Kruskal (1964a, b) erweiterte und verbesserte das Verfahren. Für unsere Modellanalyse haben wir das Unterprogramm UNICON des Softwarepakets MDS(X) (1981) verwendet. Dieses Programm wurde von Roskam (1974) produziert und beruht in den Grundzügen auf dem Verfahren, das Kruskal beschreibt:

Ausgangspunkt ist auch bei Kruskal das Problem,  $n$  (Raum-) Punkte zu finden, deren Abstände (distances) zueinander in derselben monotonen Relation stehen wie die ordinalen Unterschiede (dissimilarities) der Messung. In unserem Fall könn-

ten bei der ordinalen Messung von 27 Reizkombinationen  $n(n-1)/2 = 351$  'dissimilarities' gebildet werden, entsprechend bestehend zwischen 27 Raumpunkten 351 Abstände zwischen je zwei Punkten. Kruskal rechnet dann eine monotone Regression von den 'distances' auf die 'dissimilarities'\*) . Dabei spielt es keine Rolle, ob das abhängige Merkmal durch Paarvergleiche, Verwechslungswahrscheinlichkeiten etc. gemessen wurde; entscheidende Eingangsinformation ist nur die Rangreihe der 'dissimilarities'. Die Verbesserung gegenüber dem Shepard'schen Ansatz besteht nun darin, daß zu dem Kriterium einer monotonen Relation ein quantitatives Kriterium hinzukommt, welches die Anpassungsgüte einer gefundenen Punktekonfiguration beschreibt. "For any given configuration we perform a monotone regression of the distance upon dissimilarity, and use the residual variance, suitably normalized, as our quantitative measure. We call this the stress. ... Thus for any given configuration the stress measures how well that configuration matches the data." (Kruskal, 1964a, S. 3) Entsprechend wird die Lösung eines Skalierungsproblems definiert als "the best-fitting configuration of points, that is, the configuration of minimum stress" (a.a.O., S. 3).

Der Stresswert wird nach folgender Formel berechnet:

$$S = \sqrt{\frac{\sum (d_{ij} - \hat{d}_{ij})^2}{\sum d_{ij}^2}} \quad (1)$$

Dabei bezeichnet  $d_{ij}$  die 'distances', d.h. die Abstände der Punkte I und J in der Konfiguration.  $\hat{d}$  sind die 'fitted values', d.h. die einer monotonen Regression angepaßten - idealen - Abstände.  $\hat{d}_{ij}$  ist demnach der Wert, den  $d_{ij}$  im Falle einer optimalen Anpassung hat. Bei vollkommener konfiguraler Abbildung werden somit alle Differenzen  $d_{ij} - \hat{d}_{ij}$  zu Null; der Stresswert erhält ebenfalls den Wert Null und si-

\*) Für das Begriffspaar 'dissimilarity - distance' konnten wir im Deutschen keine adäquate Entsprechung finden.

gnalisiert eine optimale Anpassung. Die Stresswertoptimierung erfolgt also nach der Methode der kleinsten quadratischen Abweichung (Zähler), der Nenner des Terms bewirkt eine Normierung des Ausdrucks so, daß der Stresswert Werte zwischen 0 und 1 annimmt.

Im Gegensatz zu dem oben beschriebenen axiomatischen Ansatz wird hier gleichsam 'das Pferd am Schwanz aufgezümt'. Aus der deterministischen Problemstellung "Existieren Skalen, die einer gegebenen Verknüpfungsregel genügen?" wird die Frage "Wie gut erfüllt eine Konfiguration (als Resultat einer - beliebigen - Skalierung) die bestehenden Kriterien?".

Das Subprogramm UNICON stellt nun eine spezifische Weiterentwicklung dieses Ansatzes dar, die sich von einer geometrischen Repräsentation des Problems entfernt: Im Kruskal'schen Ansatz ist die Anzahl der Dimensionen des Raumes, in dem die Meßpunkte angeordnet werden, frei wähl- und testbar (eine Art geometrischer Faktorenanalyse) mit dem einzigen Kriterium einer sinnvollen Interpretationsmöglichkeit; N Punkte können dabei mit (n-1) Dimensionen immer optimal angepaßt werden. Selbst die Metrik, d.h. das Verfahren zur Berechnung des Abstandes zwischen zwei Punkten, ist variabel\*).

Der zentrale Gedanke bei UNICON ist dagegen, jeden Stimulusaspekt, der skaliert werden soll (in unserem Beispiel: Anforderungstyp, Intonationsverlauf und Lächeldauer), als eindimensional repräsentierbare Variable zu interpretieren (UNIdimensional CONjoint Measurement). Die Dimensionen der Analyse sind also die unabhängigen Variablen und liegen als solche von vornherein fest. Damit erübrigt sich das Problem der Punktekonfiguration im zu findenden Raum unbestimmter

---

\*) Es muß sich also nicht um euklidische Räume handeln; Mannheimer Wissenschaftlern mag z.B. die City-Block-Metrik näherliegen.

Dimensionalität und somit auch der - variablen - Abstände dieser Punkte zueinander: UNICON operiert nicht mehr auf einer vierstelligen Ordnungsrelation - dem Vergleich der dissimilarities -, sondern auf einer zweistelligen; die monotone Regression wird von der Rangreihe der Objekte aus gerechnet<sup>\*)</sup>.

Die Stressformel (1) (S. 16) ist demnach dergestalt modifiziert, daß, auf unseren dreidimensionalen Fall ausgeweitet,  $d_{ij}$  durch  $z_{ijk}$  und  $\hat{d}_{ijk}$  durch  $\hat{z}_{ijk}$  zu ersetzen ist.

Dabei gilt:  $z_{ijk} = f(A_i, I_j, L_k)$ , wobei  $A_i$ ,  $I_j$  und  $L_k$  die Skalenwerte der einzelnen Ausprägungen der Variablen (hier: E/A/I; ./?/!; ++/+/Ø) sind. Die Funktion  $f$  kombiniert die Skalenwerte entsprechend dem vorgegebenen Modell.  $\hat{z}_{ijk}$  sind die optimalen Vorhersagen für  $z_{ijk}$ , die durch eine monotone Regression (Transformation) der Eingangsinformation (Rangreihe der Objekte) gewonnen wurden.

UNICON ermöglicht damit, die Arten des Zusammenwirkens der unabhängigen Variablen auf einer abhängigen Variablen systematisch abzutesten und, durch das Kriterium des Stresswertes, das adäquateste Verknüpfungsmodell auszuwählen. Den Pool möglicher Modelle bilden, wie auch beim axiomatischen Ansatz, die mit den Variablen bildbaren einfachen Polynome (Tab. 2, S. 4).

Für die Interpretation einer Skalierungslösung ergeben sich in UNICON - um den Unterschied zum Kruskal'schen Ansatz noch einmal zu verdeutlichen - keine Schwierigkeiten, da die Objekte genau auf den Variablen skaliert werden, aus deren Ausprägungen sie zusammengesetzt sind.

---

<sup>\*)</sup> Bei Kruskal müssen also bei  $n$  Objekten  $\frac{n(n+1)(n-1)(n-2)}{8}$ , in UNICON nur  $\frac{n(n-1)}{2}$  Relationen 'stimmen'.

Für den, der selbst mit UNICON arbeiten möchte, werden im Anhang I die erforderliche Datenstruktur sowie die fakultativen und optionalen Parameter des Programms beschrieben.

Das Problem der Handhabung auftretender Bindungen ('Ties') muß jedoch diskutiert werden, da dadurch Auswirkungen auf die resultierenden Ergebnisse und ihre Interpretation entstehen: Nach Kruskal können, wenn Unterschiede der Rangmeßwerte (dissimilarities) gleiches Ausmaß haben, daraus unterschiedlich strenge Anforderungen an die Abstände der Punktekonfiguration (distances) gestellt werden. Im Ansatz I (primary approach) wird für solche Bindungen grundsätzlich optimale Anpassung angenommen; sowohl  $d_{ij} = d_{kl}$  als auch  $d_{ij} \neq d_{kl}$  'gilt', wenn die Objekte I und J bzw. K und L denselben ordinalen Meßabstand aufweisen. Das Auftreten von Ties kann in diesem Ansatz also nie zu Verschlechterungen der Anpassungsgüte führen. Im Ansatz II (secondary approach) wird mit auftretenden Bindungen differenzierter verfahren. Hier würde im oben beschriebenen Fall  $d_{ij} \neq d_{kl}$  zur Abwertung der Konfiguration führen.

Warum ist die Unterscheidung dieser Ansätze wichtig? In der Beschreibung des Verfahrens bei Kruskal bilden experimentell gefundene 'Unähnlichkeiten' (dissimilarities) der Objekte bei vollständigem Paarvergleich die Ausgangsbasis, genauer: die Rangreihe dieser 'dissimilarities'. Man könnte Versuchspersonen also fragen: "Wie verhält sich - im Hinblick auf eine abhängige Variable - der Unterschied der Objekte I und J zu dem Unterschied zwischen den Objekten K und L?" und könnte so ohne numerische Zwischeninformation die gesamte 'dissimilarity'-Rangreihe erhalten, ohne daß auch nur eine Bindung im oben beschriebenen Sinne auftreten würde (vierstellige Ordnungsrelation).

In UNICON stehen die beiden oben beschriebenen Alternativen im Umgang mit Bindungen, die ja hier nur direkt in der Rang-

reihe der Bewertungen der Objekte auftreten (zweistellige Ordnungsrelation) können, sinngemäß mit denselben Implikationen für die Errechnung des Stresswertes frei wählbar zur Verfügung.

Wir haben in Abschnitt 1. beschrieben, daß die Versuchspersonen in unserem Experiment fünfstufige Skalen vorgelegt bekamen (zur Begründung s. S. 34). Ist die Anzahl der vorkommenden unterschiedlichen Meßwerte kleiner als die Anzahl der bewerteten Objekte, müssen zwangsweise Bindungen in der Rangreihe der Objekte auftreten. Für unsere Untersuchung war also in jedem Fall der secondary approach zu wählen, der zwar höhere Stresswerte bewirkt, jedoch eine differenzierte Informationsnutzung gewährleistet<sup>\*)</sup>.

Mit der Anzahl der auftretenden Bindungen steigt auch die Wahrscheinlichkeit des Auftretens degenerierter Lösungen: der Stresswert erreicht seine optimale Güte von Null, dies aber nicht, weil die Modellanpassung im eigentlichen Sinne optimal wäre, sondern weil die modellgenerierten Objektmeßwerte in einem oder wenigen diskreten Werten zusammenfallen (die Regressionsvorhersage ist eine schwach monotone Funktion!). Die in den Ausgangsdaten enthaltene Information wird dabei nicht mehr repräsentiert. Besonders häufig treten degenerierte Lösungen in UNICON - unabhängig von auftretenden Bindungen - bei Modellvarianten auf, in denen alle beteiligten Dimensionen multiplikativ verknüpft sind ( $A \times I \times L$ ). Werden nämlich auf nur einer der Dimensionen Skalenwerte von 0 generiert, werden - infolge der rein multiplikativen Verknüpfung - auch alle berechneten Objektmeßwerte zu 0 und fallen damit in einem Wert zusammen. Das Kriterium einer schwachen Monotonie im Vergleich zur anfänglichen Rangreihe der Objekte ist dann immer perfekt erfüllt.

---

<sup>\*)</sup> Nach Young (1972, S. 97) ist bei Modellen im euklidischen Raum die Wahl des primary approach grundsätzlich nicht zu empfehlen (vgl. Kruskal & Carroll, 1969).

Wie erhält man nun, bei gegebener Verknüpfungsregel (Modell), die optimale Konfiguration<sup>\*)</sup>? Das Programm beginnt mit einer willkürlichen Skalierung, d.h., es werden Skalenwerte per Zufall generiert (man beachte, daß dies im numerischen Ansatz den ersten Schritt darstellt, während beim axiomatischen Vorgehen die Skalierung - und nur im günstigsten Fall überhaupt - ganz am Schluß erfolgt). Entsprechend des Modells werden dann die Objektmeßwerte aus den Skalenwerten aggregiert. Die daraufhin ausgeführte monotone Regression ergibt die Werte für  $\hat{z}$  - der Stresswert kann bestimmt werden. Mit der Methode der steilsten Steigung ('steepest descent') wird die Richtung (der Gradient) bestimmt, in die eine Veränderung der Skalenwerte den Stresswert kleiner werden läßt (dieses Vorgehen gleicht dem 'Vorausdenken' eines Schachcomputers für den nächsten Zug). Die Skalenwerte werden entsprechend verändert, ..., der optimale Gradient wird erneut bestimmt. Durch Iterationen dieses Verfahrens gelangt man schließlich zu dem Stresswert, der für einen Datensatz und eine konkrete Verknüpfungsregel das Minimum darstellt. Die Steigung des Gradienten ist dann Null.

Für einen Abbruch der Iterationen (nach 15 bis 25 Iterationen kommt man gewöhnlich in die Nähe der Lösung) sind in UNICON drei Kriterien implementiert. Das Verfahren endet, wenn a) eine maximale Anzahl von Iterationen durchgeführt wurde (N = 100 ist fest implimentiert), b) die Verbesserung des Stresswertes im Vergleich zur vorigen Iteration so gering ist, daß eine Fortsetzung keine deutliche Verbesserung mehr verspricht, oder c) der Stresswert ein vorgewähltes Kriterium unterschreitet.

---

\*) Wenn wir im Zusammenhang mit UNICON von 'Konfiguration' sprechen, dürfte nach dem vorigen klar sein, daß nicht mehr Punkte im Raum gemeint sind, sondern lediglich die Relationen generierter Meßwerte zueinander.

Nach Abbruch der Iterationen stellen der letzte optimale Stresswert sowie die aktuellen Schätzungen für die Skalenergebnisse der Variablen das Ergebnis des Problems dar.

Um der Gefahr zu entgehen, statt der absolut besten Skalierungslösung nur eine begrenzt optimale Konfiguration zu erhalten (lokale Minima in der Stressfunktion), wird die gesamte Prozedur wiederholt von unterschiedlichen, zufallsbestimmten Initialkonfigurationen aus gestartet. Young (1972) dagegen schlägt eine kriteriengeleitet bestimmte Anfangskonfiguration vor.

Abb. 4 veranschaulicht den Algorithmus des Programms UNICON in Form eines Ablaufdiagramms.

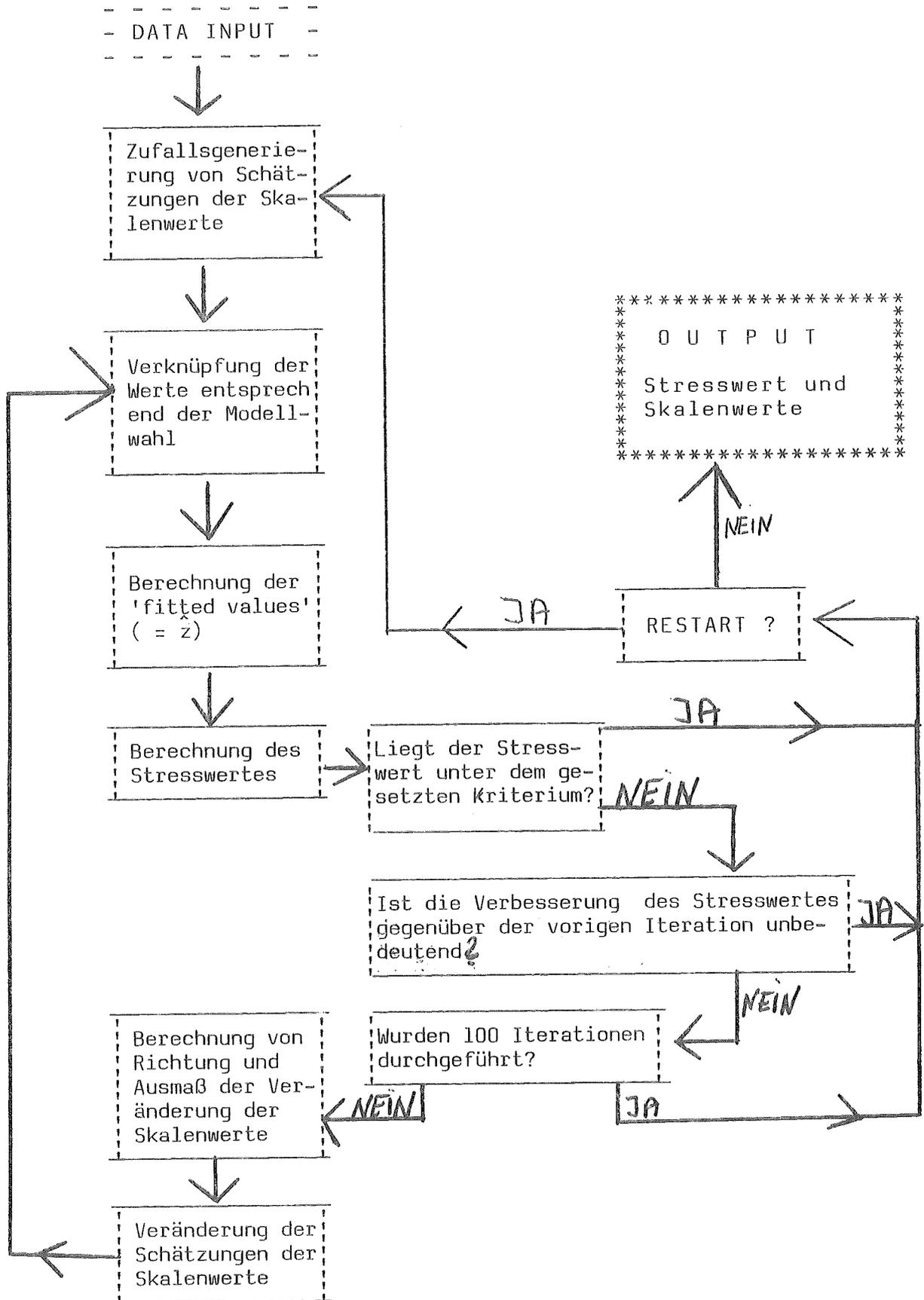


Abb. 4: Algorithmus von UNICON

2.3.2. Anwendung

In einem ersten Auswertungsschritt wurden als Eingangsinformationen die Mittelwerte der Einschätzungen der Versuchspersonen pro Versuchsgruppe genommen. Zwar werden Modellüberprüfungen im axiomatischen wie im numerischen Ansatz in der Regel je Versuchsperson vorgenommen; die hier gewählte Vorgehensweise wird jedoch in MDS (1981) vorgeschlagen. Tab. 6 zeigt die optimierten Stresswerte für jede Versuchsgruppe.

Tab. 6: Streßwerte der Versuchsgruppen 'Standardsituation' (V1), 'reaktanzgefährdete Standardsituation' (V2) und 'Nichtstandardsituation' (V3) über die abhängigen Variablen Verwendungswahrscheinlichkeit (F1), Direktheit (F2), Befolgenswahrscheinlichkeit (F3) und Befolgensmotivation (F4) bei gemittelten Meßwerten für N=20(V1) bzw. N=21 (V2,V3). Modellbildung über die Dimensionen 'Aufforderungstyp (verbal)' (A), 'Intonationsverlauf' (I) und 'Lächeldauer' (L). ### kennzeichnet degenerierte Lösungen; für die mit '\*' markierten Zellen konnte zwar ein finaler Streßwert, jedoch keine stabile Skalierungslösung gefunden werden.

Modell	F 1			F 2			F 3			F 4		
	V 1	V 2	V 3	V 1	V 2	V 3	V 1	V 2	V 3	V 1	V 2	V 3
A + I + L	.28	.23	.24	.19	###	.20	.30	.23	.25	.27	###	.22
(A + I)x L	.29	.24	.24	.18	###	.20	.28	.24	.25	###	###	.23*
A x(I + L)	.30	.25	.25	###	###	###	.33	.23	.28	.28	###	.23
(A + L)x I	.17*	.25*	.26	###	###	.21	###	.24	.28	.35*	.43	.15*
A +(I x L)	.28	.23	.24	.21	###	.21	.26	.22	.24	###	###	.23
(A x I)+ L	.30*	.25*	.26	###	###	###	.32*	.24*	.28	.29*	###	.24
(A x L)+ I	.27	.24	.24	###	###	.22	.30	.23	.26	.34	.42	.22
A x I x L	###	###	###	###	###	.29	###	###	###	###	###	.25

Der o.a. Vorschlag evoziert ersichtlich ein undifferenziertes Lösungsbild. Für eine Erhöhung der Differenzierungsleistung wurde die UNICON-Analyse, dem meßtheoretischen Hintergrund entsprechend, für jede Versuchsperson getrennt durchgeführt. Dadurch erhalten wir für jede der 62 Versuchspersonen acht modellabhängige Stresswerte. Wir wählen jeweils dasjenige Modell aus, das ipsativ die relativ beste Konfigurationslösung (= den niedrigsten Stresswert) ermöglicht. Tab. 7 gibt an, wie oft die einzelnen Modelle bei je einer Versuchsperson die relativ beste Lösung darstellen.

Tab. 7: Häufigkeiten ipsativ bester Lösungen; Symbole wie Tab.6

Modell	F 1				F 2				F 3				F 4			
	V1	V2	V3	Ges.												
A + I + L	4	-	-	4	-	2	1	3	1	-	2	3	1	-	-	1
(A + I) x L	-	-	1	1	2	2	1	5	4	3	1	8	1	2	2	5
A x (I + L)	-	5	1	6	1	2	3	6	1	3	3	7	2	-	1	3
(A + L) x I	6	5	5	16	7	3	8	18	5	5	3	13	4	8	5	17
A + (I x L)	3	3	3	9	3	4	2	9	1	2	5	8	3	1	2	6
(A x I) + L	1	2	1	4	2	-	-	2	2	-	3	5	1	1	2	4
(A x L) + I	3	3	3	9	3	3	1	7	4	3	-	7	4	5	4	13
A x I x L	3	3	7	13	2	5	5	12	2	5	4	11	4	4	5	13
N	20	21	21	62	20	21	21	62	20	21	21	62	20	21	21	62

Auch bei dieser Auswertung sind degenerierte Lösungen aufgetreten. Dabei ist nicht ersichtlich, ob es sich um jeweils potentiell 'gute' oder 'schlechte' Lösungen - im Sinne der Anpassungsgüte - handelt (vgl. S. 20). Tab. 8 gibt an, bei wievielen Versuchspersonen die Lösungskonfigurationen einzelner Modelle degenerierten.

Tab. 8 : Häufigkeit des Auftretens degenerierter Lösungen bei UNICON-Analyse auf Versuchspersonenebene

Modell	F 1	F 2	F 3	F 4	Gesamt
A + I + L	-	-	-	-	--
(A + I) x L	-	-	-	-	--
A x (I + L)	2	1	-	-	3
(A + L) x I	1	1	1	-	3
A + (I x L)	-	-	1	-	1
(A x I) + L	1	1	-	-	2
(A x L) + I	-	-	-	-	--
A x I x L	14	10	23	16	63
Maximum	62	62	62	62	248

Die bei der Modellanpassung errechneten Skalenwerte sind relativ zueinander als Maß des Beitrags einzelner Ausprägungen zur abhängigen Variable interpretierbar. Nach den in Tab. 7 dargestellten Ergebnissen gehen wir hier einmal davon aus, daß das Modell  $\langle (A + L) \times I \rangle$  die relativ besten Modellanpassungen ermöglicht. Tab. 9 zeigt die für dieses Modell generierten, über die Versuchspersonen gemittelten Skalierungslösungen.

Tab. 9: Mittlere Skalenwerte für Modell  $\langle (A + L) \times I \rangle$ ; einzelne Ausprägungen der Äußerungskomponenten; nach Situationsklassen getrennt.

Ausprägung	V 1	V 2	V 3	Gesamt
<b>F1: Verwendungswahrscheinlichkeit</b>				
Anzahl d. Vp <sup>1)</sup>	11	13	9	33
' E '	0.8496	0.8030	0.8728	0.8376
' A '	0.6471	0.4726	0.5636	0.5556
' I '	0.6905	0.9128	0.8743	0.8282
' . '	1.1393	1.3960	1.1532	1.2442
' ? '	0.8914	0.9168	0.9063	0.9055
' ! '	0.8284	0.9120	0.7336	0.8355
' ++ '	0.8764	0.9339	0.8009	0.8785
' + '	0.7099	0.5777	0.6616	0.6446
' Ø '	0.4158	0.3822	0.4392	0.4090
<b>F2: Direktheit</b>				
Anzahl d. Vp	13	13	15	41
' E '	0.4773	0.9450	0.6903	0.7035
' A '	0.3418	0.6068	0.3761	0.4384
' I '	0.9412	0.7267	1.2278	0.9780
' . '	0.7732	0.8599	0.3316	0.6391
' ? '	0.8329	0.7624	0.2518	0.6345
' ! '	1.7780	1.2235	2.1811	1.7497
' ++ '	0.6989	0.7171	0.5022	0.6327
' + '	0.5117	0.3388	0.5891	0.4820
' Ø '	0.7545	0.6502	0.4640	0.6151
<b>F3: Befolgenswahrscheinlichkeit</b>				
Anzahl der Vp.	9	13	12	34
' E '	0.7967	0.7765	0.5269	0.6938
' A '	0.5998	0.6849	0.8023	0.7038
' I '	0.8319	0.9158	0.8407	0.8671
' . '	1.1216	1.1650	1.0072	1.0978
' ? '	0.7884	0.7569	0.7852	0.7752
' ! '	0.9453	0.9559	0.9611	0.9549
' ++ '	0.5163	0.6300	1.0373	0.7437
' + '	0.8558	0.6790	0.5448	0.6784
' Ø '	0.5908	0.5527	0.6304	0.5902
<b>F4: Befolgensmotivation</b>				
Anzahl d. Vp.	9	8	9	26
' E '	0.7493	0.5862	0.4938	0.6107
' A '	0.7020	0.6659	0.6821	0.6840
' I '	0.5861	0.6084	0.8072	0.6695
' . '	0.9591	1.3092	1.2896	1.1812
' ? '	0.9914	1.0929	1.0172	1.0316
' ! '	0.8904	1.0077	0.8203	0.9023
' ++ '	0.8123	0.5956	0.7202	0.7138
' + '	0.7666	0.5600	0.7651	0.7025
' Ø '	0.4196	0.6475	0.5537	0.5361

1) Diejenigen Versuchspersonen, bei denen keine stabile Skalierungslösung gefunden wurde, konnten nicht in die Analyse eingehen, daher sind die Besetzungshäufigkeiten der Zellen kleiner als die der Versuchsgruppen. Eingangswerte sind die Beträge der Skalenwerte, negative Werte sind allerdings selten aufgetreten

### 2.3.3. Diskussion

Die mit Hilfe des numerischen Ansatzes der verbundenen Messung gewonnenen Ergebnisse können vorwiegend in zweierlei Hinsicht interpretiert werden:

- Hinsichtlich der Diagnose eines zu präferierenden Modells der Verknüpfung der beteiligten Variablen muß die Vorannahme einer additiven Verknüpfung, die wir kritisiert hatten, zurückgewiesen werden; dies ist dem bedeutungslos seltenen Auftreten der additiven Verknüpfung als ipsativ beste Modellösung zu entnehmen. Die Frage nach einem Modell, welches die experimentell evozierte Datenstruktur optimal abbildet, kann hingegen nicht eindeutig beantwortet werden. Die Analysen in Tab. 6, die auf gemittelten Ratings basieren, zeigen keine interpretierbaren Differenzierungen. Die Ordinalreihen als Grundlage des Meßvorgangs werden durch die Mittelung inkonsistenter. Der diesbezügliche Vorschlag aus MDS (1981) muß abgelehnt werden. Die ipsativen Analysen (Tab. 7) zeigen insgesamt eine Bevorzugung des distributiven Modells  $((A + L) \times I)$ . Der hohe Anteil degenerierter Lösungen bei dem rein multiplikativen Modell  $(A \times L \times I)$  läßt jedoch nicht ausschließen, daß dieses Modell eine größere Anzahl ipsativ bester Anpassungen ergäbe als vorgefunden.
- Die für eine als optimal angenommene Lösung resultierenden Skalenwerte können relativ zueinander als Beiträge der jeweiligen Merkmale auf den unabhängigen Variablen zur abhängigen Variablen interpretiert werden. So zeigt sich in unserem Datenbeispiel, daß die Variable 'Intonationsverlauf' auf allen abhängigen Variablen und in allen situationalen Versuchsbedingungen die höchsten Skalenwerte verzeichnet, d.h. das größte Gewicht bei der modellgeleiteten Kombination der unabhängigen Variablen zu den Urteilen auf den abhängigen Variablen bekommt. Innerhalb jeder unabhängigen

Variablen kann die Rangreihe der Wirksamkeit der einzelnen Ausprägungen für die abhängigen Urteile bestimmt werden. Merkmalsausprägungen mit gleichen oder ähnlich hohen Skalenwerten müßten ohne Veränderung der Gesamteinschätzungen ausgetauscht werden können. Dabei können die Aussagemöglichkeiten, die die Skalenwerte bieten, desto intensiver genutzt werden, je besser die Anpassung des zugrunde liegenden Verknüpfungsmodells (= je niedriger der Stresswert) ausfällt.

Die der ipsativen Analyse zugrunde liegenden Stresswerte (Tab. 7) sind absolut gesehen hoch ausgefallen (.15 bis .50). Dieses Ergebnis wird durch die hohe Anzahl von Bindungen mitdeterminiert. Falls die Einschätzungen der Versuchspersonen auf den abhängigen Variablen nicht durch Methoden des Paarvergleichs gemessen werden, sondern über Ratingskalen, ist die Anzahl der auftretenden Bindungen wiederum eine direkte Funktion der zur Verfügung stehenden Skalenpunkte. Lantermann (1978) bietet seinen Versuchspersonen in einem 5 x 5-Design 25 Skalenpunkte an (-12 bis +12), so daß zumindest theoretisch jede der 25 Reizkombinationen einen 'eigenen' Wert zugeteilt bekommen kann. Er rechnet für seine Daten - mit einer 9-stufigen Personenvariablen als dritter Dimension - ebenfalls eine UNICON-Modellanalyse und erhält für alle acht Polynome gute Anpassungswerte (<.10). Die absolute Höhe der resultierenden Stresswerte hängt also stark von strukturalen Parametern ab; für eine Differenzierung zwischen den Modellen (Polynomen) müssen die Stresswerte relativ zueinander interpretiert werden.

### 3. Varianzanalysen

Um eine Vergleichbarkeit mit den üblicherweise angewandten Auswertungsverfahren herzustellen, wurden Varianzanalysen für

abhängige Messungen (BMDP.2V) gerechnet. Eine Anwendung dieses Verfahrens ist in unserer Untersuchung insofern gerechtfertigt, als davon ausgegangen werden kann, daß die Messungen auf 5-stufigen Skalen gleicher numerischer und semantischer Abstände Intervallskalenniveau aufweisen.

In bezug auf die Diagnose einer vorliegenden Verknüpfungsregel kann die Varianzanalyse keine modelldeterminierende Funktion übernehmen; allerdings tritt eine signifikante Wechselwirkung dann auf, wenn die Summe der isolierten Effekte nicht gleich dem kombinierten Effekt ist. Dies bedeutet, daß die Wirkungen nicht unabhängig voneinander sind und demnach keine rein additive Verknüpfung der Wirkungsvariablen vorliegt (Sachs, 1969, S. 501).

Tab. 10 gibt einen Überblick über die Ergebnisse.

Tab.10: Varianzanalysen (abhängige Messungen über A, I und L; unabhängige Messung über die Situationen); Symbole wie in Tab. 9; \*: signifikant auf  $p \leq 5\%$ ; \*\*:  $p \leq 1\%$ .

Effekt	Standardsituation (V1)		Reaktanzgef. SSit. (V2)		Nichtstand.-Sit. (V3)		Über alle Situationen	
	F-Bruch	sign.	F-Bruch	sign.	F-Bruch	sign.	F-Bruch	sign.
<u>F1: Verwendungswahrscheinlichkeit</u>								
AUFFTYP	13,2	**	12,4	**	7,8	**	28,1	**
INTONATION	65,0	**	58,5	**	99,4	**	214,9	**
LÄCHELN	8,9	**	2,5		2,9		14,0	**
A x I	6,6	**	2,2		8,8	**	16,3	**
A x L	4,7	**	2,4		2,5	*	7,4	**
I x L	3,4	*	2,2		2,9	*	8,0	**
A x I x L	1,8		2,9	**	2,7	**	5,2	**
SITUATION							2,0	

<u>F 2: Direktheit</u>								
AUFFTYP	17,2	**	8,2	**	15,2	**	36,8	**
INTONATION	35,3	**	26,5	**	68,1	**	120,2	**
LÄCHELN	2,8		5,9	**	6,8	**	12,8	**
A x I	0,5		0,9		3,3	*	2,4	
A x L	2,7	*	0,4		1,3		3,0	*
I x L	0,9		1,7		1,5		1,7	
A x I x L	1,8		1,6		2,7	**	4,6	**
SITUATION							1,8	

<u>F 3: Befolgenswahrscheinlichkeit</u>								
AUFFTYP	12,2	**	8,8	**	14,7	**	29,3	**
INTONATION	35,6	**	43,5	**	60,8	**	135,5	**
LÄCHELN	3,9	*	2,7		2,7		7,8	**
A x I	2,4		1,9		7,2	**	8,1	**
A x L	3,7	**	0,1		2,1		2,6	*
I x L	1,1		2,1		2,4		3,7	**
A x I x L	3,8	**	3,8	**	2,5	*	6,7	**
SITUATION							7,2	**

<u>F 4: Befolgensmotivation</u>								
AUFFTYP	14,3	**	8,0	**	7,1	**	26,3	**
INTONATION	53,5	**	102,7	**	98,8	**	230,1	**
LÄCHELN	12,6	**	4,7	*	8,5	**	25,3	**
A x I	2,3		3,1	*	4,6	**	8,7	**
A x L	5,0	**	0,8		4,9	**	7,5	**
I x L	2,5		3,2	*	1,9		6,8	**
A x I x L	5,6	**	2,8	**	2,4	*	8,6	**
SITUATION							7,7	**

#### 4. Conjoint Measurement in psychologischen Untersuchungen

Die Anwendung von Verfahren der Verbundenen Messung ermöglicht eine Messung und Skalierung von Datenstrukturen, die mit den gängigen Auswertungsverfahren nicht zu bewältigen sind: wenn für die abhängigen und unabhängigen Variablen Intervallskalen postuliert werden, die Messungen jedoch nur auf ordinalem bzw. nominalem Niveau vorliegen und/oder wenn hinsichtlich der adäquaten Verknüpfungsregel zwischen den unabhängigen Variablen Uneindeutigkeit besteht.

Ein Vergleich zwischen den unterschiedlichen Ansätzen und auch den Varianzanalysen zeigt, daß die Ergebnisse der jeweiligen Verfahren kompatibel sind. Die unabhängige Variable 'Intonationsverlauf' erreicht in der axiomatischen Prüfung den stärksten Unabhängigkeitsstatus, erhält in der numerischen Modellanalyse die höchsten Skalenwerte und stellt in den Varianzanalysetafeln die höchsten F-Brüche. Die Ablehnung der additiven Verknüpfung mit UNICON zugunsten (partiell) multiplikativer Modelle korrespondiert mit den signifikanten Wechselwirkungen 2. Ordnung in den Varianzanalysen. Ebenso unterscheiden sich bei allen Verfahren für die abhängige Variable F2 (Direktheit) die Relationen der drei unabhängigen Variablen zueinander von den Relationen auf F1, F3 und F4. "... the linear model is a powerful predictor even when nonlinearities are present" (Zahn, 1973, S. 322).

Unter der - selten bezweifelten - Annahme, daß die Versuchspersonenurteile auf den Ratingskalen den Anforderungen einer Intervallskala genügen, sind die Varianzanalysetafeln vorbehaltlos interpretierbar (von dem zugrunde liegenden linearen Modell einmal abgesehen). Bei der Verbundenen Messung dagegen wird die Darstellbarkeit der unabhängigen und abhängigen Variablen als Intervallskala selbst in Frage gestellt.

Dennoch bleibt bei negativem Ergebnis ein Interpretations-spielraum: Im Falle einer axiomatischen Vorgehensweise bedeutet das für unser Beispiel resultierende Ergebnis, daß die Hypothese zurückzuweisen ist, nach der für die unabhängigen Merkmale und das abhängige Merkmal Intervallskalen existieren, die einer bestimmten Verknüpfungsregel genügen (Gigerenzer, 1981, S. 228). Das kann bedeuten, daß die Variablen, so wie sie konzipiert und im Experiment präsentiert wurden, keine Intervallskalen bilden können; ebenso könnten jedoch die Variablen einem anderen Verknüpfungsmodell als einem der acht einfachen Polynome (allgemein:  $(n^2-1)$  einfache Polynome bei  $n$  Variablen) genügen.

In derselben Weise können hohe Stresswerte als Ergebnis einer Analyse mit UNICON die unidimensionale Repräsentierbarkeit der Variablen zurückweisen oder den abgetesteten Modellpool.

Zugleich sind darüber hinausführende Versuche, die Datenstruktur mit komplexeren Modellen abzubilden, schwer, wenn die unabhängigen Merkmalsausprägungen nicht quantifiziert (nominal) vorliegen: das Conjoint Measurement leistet eine Skalierung eben nur für eine bestimmte zugrunde liegende Verknüpfungsregel aus dem Pool der einfachen Polynome.

An dieser Stelle werden die aufgetretenen Fragen wohl nicht mehr im Bereich der Methode, sondern der Psychologie und der theoretischen Konzepte zu beantworten sein. Wenn eine Variablendimension psychologisch plausibel erscheint, intersubjektiv stabil kogniziert wird etc., wird sie nicht als solche verworfen werden; man wird eher versuchen, die Adäquanz ihrer numerischen Abbildung zu verbessern. Im Gegensatz zu den Verfahren der geometrischen Skalierung bei Shepard (1962) oder Kruskal (1964a, b) im Raum unbestimmter Dimensionalität (= 'geometrische Faktorenanalyse') skalieren ja die axiomatische Vorgehensweise wie die UNICON-Analyse auf den die Reizkonstellationen bildenden unabhängigen Variablen.

Die Anwendung von Conjoint-Measurement-Verfahren wird also immer dann angebracht sein, wenn die Frage nach der Verknüpfungsart der unabhängigen Variablen wirklich im Zentrum der Problematik liegt, wenn zugleich keine numerischen Zuweisungen zu den Ausprägungen auf den unabhängigen Merkmalen a priori vorliegen und wenn die Treatmentzellen (Kombinationen der UVen) abhängig gemessen werden.

Die Qualität der Ergebnisse wird bei der Anwendung verbundener Meßstrukturen von verschiedenen Parametern mitdeterminiert:

- Die Anzahl der auftretenden Bindungen sollte durch die Wahl eines geeigneten Erhebungsinstruments von vornherein kontrolliert werden. Dabei würden wir die Vorgabe einer viestufigen Ratingskala (z.B. 25 Stufen bei Lantermann, a.a.O.) ablehnen, da hier die adäquate Repräsentierbarkeit der bewertenden Kognitionen der Probanden problematisch wird. Wir betrachten hier mit Matell & Jacoby (1971) 5 bis 7 Kategorien als eine Obergrenze.

Ideal wäre die Erhebung einer vollständigen Rangreihe aller kombinierten Reize (durch direkte Rangreihenbildung oder Paarvergleich). Dabei sind der Anzahl der Zellen des Designs jedoch versuchsökonomische Grenzen gesetzt.

- Die strengen deterministischen Forderungen der axiomatischen Überprüfung werden in den seltensten Fällen erfüllt werden können (vgl. S. 13); für die Toleranz eines gewissen Maßes an Abweichungen liegen keine Konventionen vor. Eine zusätzliche Anwendung numerischer Verfahren, die graduelle Ergebnisse liefern, wird hier zur Stabilisierung der Befunde sowohl im Hinblick auf die Präferenz eines Verknüpfungsmodells als auch bezüglich der Aussagemöglichkeiten über die Wirkung der beteiligten Merkmale und ihrer Ausprägungen auf die abhängigen Variablen beitragen.

- Die Diagnose einer rein multiplikativen Verknüpfung der unabhängigen Variablen bereitet Schwierigkeiten. Sie ist im axiomatischen Ansatz nicht von dem Vorliegen einer additiven Repräsentation unterscheidbar; beim numerischen Vorgehen degeneriert ein Großteil der Lösungen (auch bei Lantermann, a.a.O., im  $5 \times 5 \times 9$ -Design). Zur Bearbeitung dieses Problems müßte u.U. mit einer Logarithmierung der Daten, dem Nachweis einer additiven Verknüpfung und dem anschließenden Delogarithmieren der Skalierungslösungen experimentiert werden.

## 5. Literatur

- Arbuckle, J. & Larimer, J.: The number of two-way tables satisfying certain additivity axioms. *Journal of Mathematical Psychology*, 1976, 13, 89-100.
- Clauss, G. & Ebner, H.: *Grundlagen der Statistik*. Frankfurt: Deutsch, 1972.
- Diekmann, A.: Eine additive verbundene Messung des Sozialprestiges. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 1982, 1, 22-31.
- Gigerenzer, G.: *Messung und Modellbildung in der Psychologie*. UTB, 1981.
- Grabowski-Gellert, H. & Winterhoff-Spurk, P.: Sprechen, Betonen, Lächeln. Teil I: Zur Interaktion verbaler und nonverbaler Äußerungskomponenten beim Auffordern. *Arbeiten der Forschergruppe "Sprechen und Sprachverstehen im sozialen Kontext"*, Bericht Nr. 5, Heidelberg/Mannheim: 1986.
- Krantz, D.H. & Tversky, A.: Conjoint-Measurement analysis of composition rules in psychology. *Psychological Review*, 1971, 78(2), 151-169.
- Kruskal, J.B.: Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis. *Psychometrica*, 1964a, 29(1), 1-27.
- Kruskal, J.B.: Nonmetric multidimensional scaling: A numerical method. *Psychometrica*, 1964b, 29, 115-129.
- Kruskal, J.B. & Carroll, J.D.: Geometric models and badness-of-fit functions. In: P.R. Krishnaiah (Ed.): *International multivariate analysis*. Dayton, Ohio, 1968. New York: Academic Press, 1969, 639-670.

- Lantermann, E.: Polynomisch-verbundene Messung von Personen, Situationen und Reaktionen auf der Grundlage von S-R-Fragebögen. *Archiv für Psychologie*, 1978, 130, 342-351.
- Matell, M.S. & Jacoby, J.: Is there an optimal number of alternatives for Likert scale items? Study I: Reliability and validity. *Educational and Psychological Measurement*, 1971, 31(3), 657-674.
- McClelland, G.: A note on Arbuckle and Larimer, "The number of two-way tables satisfying certain additivity axioms". *Journal of Mathematical Psychology*, 1977, 15, 292-295.
- MDS(X): The MDS(X) series of multidimensional scaling programs. University of Edinburgh, Inter-University/Research Council Series, Report No. 51, 1981.
- Orth, B.: Einführung in die Theorie des Messens. Stuttgart: Kohlhammer, 1974.
- Orth, B.: Grundlagen des Messens. In: H. Feger & J. Bredenkamp (Hrsg.): Messen und Testen. Göttingen: Hogrefe, 1983, 136-180.
- Roskam, E.E.: Unidimensional Conjoint Measurement (Unicon) for multi-faceted designs. Psychologisches Laboratorium, Universität Nijmegen, unpublished paper, 1974.
- Sachs, L.: Statistische Auswertungsmethoden. Heidelberg: Springer, 1969.
- Shepard, R.N.: The analysis of proximities: Multidimensional scaling with the unknown distance function. *Psychometrika*, 1962, 27, 219-246.
- Young, F.W.: A model for polynomial conjoint analysis algorithms. In: R. Shepard et al.: Multidimensional scaling. New York: Seminar Press, 1972, 69-104.

Zahn, G.L.: Cognitive integration of verbal and vocal information in spoken sentences. *Journal of Experimental Social Psychology*, 1973, 9, 320-334.

## A N H A N G : Datenstruktur und Parameter bei UNICON

Der Aufbau der Programmdatei erfolgt wie bei SPSS dergestalt, daß ab Spalte 1 der Name des Parameters, ab Spalte 16 die gewählten Ausprägungen geschrieben werden.

RUN NAME

TASK NAME

COMMENT:       Stehen mit derselben Funktion wie bei SPSS zur Verfügung.

INPUT FORMAT: Hier ist das Format einer Eingabezeile als Integerformat anzugeben.

MODEL:         Hier ist das jeweils gewählte Verknüpfungsmodell aus der Menge der einfachen Polynome zu spezifizieren. Dabei sind Klammern (brackets) nicht erlaubt; der jeweilige Term wird von links nach rechts abgearbeitet,  $A+B \times C$  wird also gelesen als  $(A+B) \times C$ . Für manche Modelle (z.B.  $A \times (B+C)$ ) muß deshalb die Datenmatrix entsprechend umorganisiert werden.

PARAMETERS:   Hier sind dateninterne Spezifikationen einzutragen. Es stehen zur Verfügung:

TIES (1, 2):       S. Text (S.19 )

REPLICATIONS (n): Replikationen werden datentechnisch wie eine weitere Variable behandelt, werden bei der Skalierung jedoch als Meßreplikation verrechnet.

RESTARTS (n): Ermöglicht das wiederholte Starten der Prozedur mit unterschiedlichen Zufallsanfangskonfigurationen (vgl. Text, S. 21)

A-FACET,  
B-FACET,  
etc.:

Jede unabhängige Variable (FACET) wird nur über A, B bis maximal E angesprochen. Die Anzahl der jeweiligen Stufen ist anzugeben. In der Datenmatrix wird die über die Spalten laufende Variable als FACET A interpretiert, FACET B läuft über die Zeilen, FACET C über Zellenblocks.

Beispiel des Datenaufbaus für ein 2 x 2 x 2-Design:

1,1,1	2,1,1
1,2,1	2,2,1
1,1,2	2,1,2
1,2,2	2,2,2

CRITERION: Hier kann das Abbruchkriterium gewählt werden; Voreinstellung ist  $10^{-5}$ .

COMPUTE

FINISH: Wiederum wie bei SPSS.

Für Form und Umfang der Ausgabe stehen weitere PRINT-Optionen und PLOT-Optionen zur Verfügung.

## V e r z e i c h n i s

### der Arbeiten der Forschergruppe "Sprechen und Sprachverstehen im sozialen Kontext"

Heidelberg / Mannheim

- Nr. 1 Mangold, R. & Herrmann, Th.: Zur maschinellen  
Klassifikation von Aufforderungen. März 1984.
- Nr. 2 Winterhoff-Spurk, P. & Grabowski-Gellert, J.:  
Nonverbale Kommunikation und die Direktheit  
von Direktiva: Der Ton macht die Musik!  
März 1985.
- Nr. 3 Herrmann, Th., Hoppe-Graff, S., Nirmaier, H. &  
Schöler, H.: Partnerbezogenes Berichten:  
Perspektive, Fokus und Linearisierung.  
April 1985.
- Nr. 4 Schell, M. & Herrmann, Th.: MKS. Eine mehr-  
klassige Kunstsprache. März 1985.
- Nr. 5 Grabowski-Gellert, J. & Winterhoff-Spurk, P.:  
Sprechen, Betonen, Lächeln. Teil I: Zur  
Interaktion verbaler und nonverbaler Äuße-  
rungskomponenten beim Auffordern.  
Januar 1986.
- Nr. 6 Grabowski-Gellert, J. & Winterhoff-Spurk, P.:  
Sprechen, Betonen, Lächeln. Teil II:  
Modelldiagnose mit 'Conjoint-Measurement'-  
Verfahren.