

# Ist das Konzept des Anti-Typus entbehrlich?

Eine Antwort des Mischverteilungsansatzes zu einem IPC-Anti-Typ  
(Prof. Dr. Dr. G.A. Lienert zum 70. Geburtstag)

von Wilfried Hommers, Würzburg

---

Durch multidimensional skalierte Strukturen von Persönlichkeitsprofilen wurde eine Alternativ-Hypothese für konfigurationsfrequenzanalytisch erlangte Konfigurationen begründet. Diese Alternativ-Hypothese besagte, daß die Anti-Typus-Konfigurationen eines dreivariaten  $2 \times 2 \times 2$ -Datenvektors, aber auch die Neutral-Konfigurationen lediglich Folgen der Mischverteilung der Antworten zweier latenter, den Typen-Konfigurationen zuzuordnenden Klassen darstellen. Diese Hypothese wird an einem Datensatz zur Verteilung dichotomisierter Kontrollüberzeugungen geprüft und bestätigt. Das dabei konzipierte Konfigurale Fehlermodell (KFM) wird generell zur Ergänzung von Konfigurationsfrequenzanalysen (KFA) vorgeschlagen.

The hypothesis based on the MDS-structure of related personality profiles was that the anti-type-configurations of a three-variate  $2 \times 2 \times 2$ -data-vector as well as the statistically neutral configurations are merely consequences of the combined distributions of the responses resulting from two latent classes related to the types found in the data-vector by configural frequency analysis. This hypothesis was confirmed with a data set originating from dichotomized distributions of a three-variate measure of generalized locus of control. The conceptualized configural error model (CEM) is proposed as a general supplement to configural frequency analysis (CFA).

---

Bekanntlich werden in der Konfigurationsfrequenzanalyse, KFA (Lienert, 1969, 1971; Krauth & Lienert, 1973; Lehmacher & Lienert, 1982), und in der damit verwandten Interaktionsstrukturanalyse, ISA (Krauth, 1980, 1985), nicht nur einzelne Merkmalskombinationen als Typen ausgewiesen, wenn die statistischen Prüfungen das aufgrund der Überfrequentierung gegenüber den Randverteilungserwartungen zu rechtfertigen scheinen. Vielmehr können Merkmalskombinationen auch als Anti-Typen ausgezeichnet werden, wenn entsprechend gesicherte Unterfrequentierungen vorkommen. Wegen der vorherrschend statistisch geführten Diskussion zur Typen- und Anti-Typen-Identifikation war in der Literatur zur KFA insbesondere das Interesse am Anti-Typus-Konzept der KFA sekundär. Jedoch wurde von Hommers (1985, 1987) die Frage der psycho-

logischen Validität des Anti-Typus anhand von Typen und Anti-Typen der Therapiemotivation gestellt. Da statistisch gesicherte Unterfrequentierungen im Extremfall auch durch Abwesenheit von Trägern solcher Merkmalskombinationen entstehen können, war zu klären, wodurch sich die Anti-Typen psychologisch validieren ließen. Einerseits wurde dazu der statistisch fundierte Vergleich mit den Merkmalsträgern der Typen hinsichtlich weiterer Persönlichkeitsmerkmale vorgenommen. Andererseits wurde mit Hilfe der Multidimensionalen Skalierung von Persönlichkeits-Profilen (FPI; Fahrenberg, Selg, Hampel, 1973) der typologisch gekennzeichneten Pbn-Gruppen geprüft, ob sich in der räumlichen Struktur eine als „anti“ ausgebildete Stellung der Anti-Typ-Gruppen herausstellte.

Dieser Ansatz zur psychologischen Va-

lidierung der typologischen Kennzeichnungen der KFA und der ISA ist von Hommers (1989) an einem anderen Datensatz verfolgt worden und zwar nach einer ISA und KFA vergleichenden Reanalyse von Typen bzw. Anti-Typen generalisierter Kontrollüberzeugungen des IPC (Krampen, 1981; Krampen, von Eye, Brandstätter, 1987) und mit erneuter Multidimensionalen Skalierung von zugehörigen FPI-Profilen. Dabei ergab sich aufgrund der räumlichen Struktur der FPI-Profile der Eindruck, daß zumindest einer der IPC-Anti-Typen, wenn nicht beide als Folge der Unreliabilität der dichotomen IPC-Klassifikationen entstanden waren, so daß die FPI-Profile der Anti-Typ-Merkmalsträger als Produkte von zufallsbedingten Mischungen der eigentlich nur existenten, in ISA und KFA ausgewiesenen IPC-Typen-Profile zu verstehen waren. Diese Mischverteilungshypothese erwies sich ohnehin empirisch gültig für die Profile der Probanden der Neutral-Konfigurationen, d.h. derjenigen Merkmalskombinationen, die in der KFA wie zu erwarten auftraten.

Im folgenden wird versucht, den Gedanken der Mischverteilungen direkt auf das Anti-Typus-Konzept anzuwenden und den IPC-Klassifikationen selbst den Charakter von Mischverteilungen zu unterstellen. Dazu wird in besonderer Weise auf die Konzeption der latenten Klassen zurückgegriffen, was sich in der vorgestellten Konzeption des Konfiguralen Fehlermodells (KFM) niederschlägt. Dabei zeigt sich, daß die Zwei-Typen-Hypothese der IPC-Konfigurationen deutlich den Hypothesen überlegen ist, die zusätzlich zumindest einen durch die KFA bzw. ISA definierten Anti-Typ einschlossen.

Wenngleich dieses Ergebnis im Prinzip nur für die untersuchten Daten

Gültigkeit besitzt, ist es doch exemplarisch gemeint. Demnach besteht die hier exemplarisch gestützte generelle Behauptung darin, daß die Anti-Typen-Konfigurationen einer KFA oder ISA im Sinne der klassischen Fehlertheorie lediglich durch den Mangel an Reliabilität entstehende Folgen der wahren Typen sind. Im Sinne des Ansatzes latenter Klassen sind sie somit Ausdruck der Mischverteilungen mehrerer die Typen probabilistisch definierender Klassen, so daß die Anti-Typ-Konfigurationen sich im Prinzip gar nicht von den nicht weiter hervorgehobenen Neutral-Konfigurationen der KFA und ISA unterscheiden, weil diese sich ebenfalls als Folgen der genannten stochastischen Prozesse erweisen.

### Das Konfigurale Fehlermodell (KFM)

Das Konfigurale Fehlermodell (KFM) geht bei drei dichotomen Variablen A, B, C von der Existenz zweier oder mehrerer Typen aus, die durch ihre charakteristischen Antwort-Konfigurationen beschreibbar sind. In der Tabelle 1 wird als Beispiel der Fall dreier Typen  $T_1$ ,  $T_2$ , bzw.  $T_3$  mit den Vorkommenshäufigkeiten (Grundquoten)  $N_1$ ,  $N_2$  bzw.  $N_3$  unterstellt. Die Antworten der drei Typen auf den drei Variablen realisieren sich unter drei Typen-unabhängigen Fehlertermen,  $\pi_A$ ,  $\pi_B$ ,  $\pi_C$  für die variablen-bezogenen Fehlerwahrscheinlichkeiten des charakteristischen Antwortverhaltens. In der Tabelle 1 findet man die bedingten Verbundwahrscheinlichkeiten für die acht Antwortkombinationen. Multipliziert man diese mit dem jeweiligen  $N_i$  und summiert sie zeilenweise auf, ergibt sich die Erwartung für die Beobachtungshäufigkeiten unter dem durch die sechs Parameter spezifizierten Modell.

Für die erste Zeile ergibt sich z. B.

$$F_{erw.}(1, 1, 1) = (1-\pi_A) \pi_B \pi_C N_1 + \pi_A (1-\pi_B)(1-\pi_C) N_2 + \pi_A \pi_B \pi_C N_3.$$

Insgesamt ergeben sich acht derartige Gleichungen mit diesen sechs Unbekannten für die erwarteten Häufigkeiten der acht Kombinationen der Variablen A, B, C. Um die darin ausgedrückte Modell-Hypothese zu prüfen, hat man zunächst

die sechs Parameter des Modells zu schätzen und einen Vergleich der erwarteten (durch die Parameterschätzung den Beobachtungen maximal angepaßten) und beobachteten Häufigkeiten vorzunehmen. Zur Prüfung der nach der Anpassung verbleibenden Diskrepanz zwischen Beobachtung und angepaßter Erwartung steht z.B. der CHI<sup>2</sup>-Test mit df=2 zur Verfügung.

Tabelle 1:

Theoretische Wahrscheinlichkeiten für 8 Klassen von ABC-Kategorien unter der Annahme von 3 wahren Konfigurationen T<sub>1</sub>, T<sub>2</sub> und T<sub>3</sub> und Fehlerwahrscheinlichkeiten π<sub>A</sub>, π<sub>B</sub>, π<sub>C</sub>

Kategorie von	Es gelten folgende Auftretenswahrscheinlichkeiten		
	für wahre T <sub>1</sub> (122)	für wahre T <sub>2</sub> (211)	für wahre T <sub>3</sub> (222)
ABC			
1 1 1	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>
1 1 2	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )
1 2 1	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>
T <sub>1</sub> : 1 2 2	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )
T <sub>2</sub> : 2 1 1	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>
2 1 2	π <sub>A</sub> · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )
2 2 1	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · (1-π <sub>C</sub> )	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · π <sub>C</sub>
T <sub>3</sub> : 2 2 2	π <sub>A</sub> · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )	(1-π <sub>A</sub> ) · π <sub>B</sub> · π <sub>C</sub>	(1-π <sub>A</sub> ) · (1-π <sub>B</sub> ) · (1-π <sub>C</sub> )

Wegen der großen Zahl (56) möglicher 3-Typen-Modelle ist eine „theoretische Begründung“ für die Auswahl der geprüften Modellhypothese erforderlich. Da es sich aber nicht um die Identifikation von „auffälligen“ Zellen des multivariaten Variablenfeldes handelt, muß man sich nicht gegen „multiples Testen“ mit Bonferroni-Adjustierung absichern. Die folgenden Erweiterungsmöglichkeiten der in Tabelle 1 beschriebenen Modellstruktur sind innerhalb dieses Rahmens zu verstehen. Der bei df=2 verbleibende Spielraum liegt z.B. darin, daß ein weiterer Parameter im Konfiguralen Fehlermodell konzipiert werden könnte,

entweder für einen weiteren Typ bei drei Fehlertermen, oder bei drei Typ-Quoten durch Einführung eines zusätzlichen Typ-spezifischen Fehlerterms, oder bei Reduktion auf zwei Typen durch zwei Typ-spezifische Fehlerterme. Diese Vielfalt der denkbaren Hypothesenerweiterungen unter der vorher eingeschränkten Modellstruktur des KFM unterstreicht die zuvor erwähnte Notwendigkeit der „theoretischen Begründung“ des untersuchten spezifischen Modells. Ein dem Zutreffen einer Apriori-Hypothese unterlegenes Ergebnis bestünde dann, wenn einfach das am besten passende Modell aus einer Be-

schränkungen zusammengestellten Reihe bestimmt würde.

*Spezialfälle der KFM und verwandte Ansätze.* Der Fall zweier dichotomer Variablen ist nur im Fall eines einzelnen Typs als latenter Klasse sinnvoll konzipierbar, da sonst die Parameterzahl keine Freiheitsgrade für die Prüfung der Modellpassung überläßt. Der Fall nur eines Typs ist aber generell statistisch gleichzusetzen mit der Prüfung der stochastischen Unabhängigkeit bei Verwendung der Randverteilungen zur Schätzung der einfachen Response-Wahrscheinlichkeiten.

Das KFM ist weiterhin ein Spezialfall der latenten Klassen. Das Modell latenter Klassen nimmt im allgemeinen pro Klasse unterschiedliche Wahrscheinlichkeitsvektoren an und definiert nicht direkt aufgrund von Vorüberlegungen die charakteristischen Antwortvektoren der Klassen. Die charakteristischen Antwortvektoren ergeben sich aber im allgemeinen Fall aus den Wahrscheinlichkeiten der Klassen mehr oder weniger prägnant, je nach deren Ausprägungen.

In Anwendungen des Ansatzes der latenten Klassen wird zumeist die Bestimmung der Anzahl von Klassen und der damit verbundenen latenten Wahrscheinlichkeitsparameter angestrebt, was der Bestimmung der Faktorenanzahl und der Ladungen in der Faktorenanalyse ähnelt. Im Unterschied dazu werden hier spezifische Hypothesen über die Anzahl vorhandener latenter Klassen geprüft, nämlich ob es zwei oder drei latente Klassen mit feststehenden charakteristischen Antwortvektoren gibt. Daher bleiben nur die Wahrscheinlichkeitsparameter der beiden konkurrierenden Hypothesen jeweils modell-optimierend zu schätzen.

Das hier verfolgte Vorgehen ist auch von dem Ansatz Victors (1989) zu unterscheiden, in dem es um die Identifikation von Typen auf dem Hintergrund eines Mischmodells aus dem Modell der Unabhängigkeit und einem zusätzlichen deterministischen Typ geht.

### **Eine exemplarische Modellprüfung**

Die Daten einer KFA-Anwendung zur Bestimmung von Typen generalisierter Kontrollüberzeugungen (Krampen et al., 1987) dienen als Demonstrations-Beispiel für den Hypothesen-geleiteten Einsatz des KFM). Das Beispiel ist allerdings exemplarisch gemeint für jeden klinisch-psychologischen Forschungsbeitrag mit einer von Vorbefunden geleiteten Rückführung multipler Verteilungen von Merkmalskonfigurationen auf latente Klassen zur Validierung typologischer Hypothesen.

In der Arbeit von Krampen et al. (1987) wurde ein Beitrag zur Validierung frequenzanalytischer Befunde gebracht. Zur Klärung der „psychodiagnostischen Bedeutung unterschiedlicher Konfigurationen von Internalität (I), sozial bedingter Externalität (P) und fatalistischer Externalität (C) in generalisierten Kontrollüberzeugungen“ (a. a. O., S. 111) untersuchten sie mit dem DUNCAN-Test bestimmte persönlichkeits- und entwicklungspsychologische Referenzvariablen jeweils einzeln hinsichtlich ihrer mittleren Unterschiede, die zwischen den durch paramediane Dichotomisierung oder Extremgruppenbildung erzeugten 8 IPC-Konfigurationen bestanden. Ferner wendeten sie die KFA und KCA auf die 8 IPC-Konfigurationen an. Hommers (1989) ergänzte diese frequenzanalytischen Berechnungen zunächst durch die Interaktionsstrukturanalyse (ISA) und durch die hierarchische Assoziationsstrukturanalyse (ASA). Das ergab den Befund, daß nur die Hervorhebung der Typen-Konfigurationen frequenzanalytisch stabil als Typen erfolgen konnte, während Neutral- und Anti-Typ-Konfigurationen sich als

methodenabhängige Benennungen erwiesen. Weiterhin konnte daran anschließend durch eine genaue Analyse der Häufigkeiten von Signifikanz im DUNCAN-Test plausibel gemacht werden, daß die vier ISA-Neutral-konfigurationen des IPC sich nur zufällig in den anderen Merkmalen unterschieden, was Folge einer IPC-Meßfehler-bedingten Mischung aus den Typen sein konnte. Daraufhin wurden diese Gruppen zusammengefaßt zu einer Restgruppe. Schließlich wurde eine Multidimensionale Skalierung der verbleibenden 5 Gruppenprofile durchgeführt, in der sich die Mischhypothese gut für die Restgruppe und für eine der beiden ISA-Anti-Typ-Gruppen bestätigte. Während die Typ-Gruppen klar dadurch separiert waren, daß sie den geometrischen Raum aufspannten, blieb offen, wie die verbleibende Anti-Typ-Gruppe einzuschätzen war.

Dieses Demonstrations-Beispiel erschien also geeignet, weil die Multidimensionale Skalierung der acht durchschnittlichen FPI-Profile, die zu den acht IPC-Kombinationen publiziert wurden (Hommers, 1989), eine räumliche Anordnung der Profile ergab, die zwei Alternativ-Hypothesen zuließ. Entweder waren nur die zwei IPC-Konfigurationen als wahre Konfigurationen anzusehen (Zwei-Typen-Hypothese), die formal in der Tabelle 1 als  $T_1$  und  $T_2$  bezeichnet wurden und die sich in der Reanalyse von Hommers (1989, dortige Tabelle 1) stabil als KFA- und ISA-Typen erwiesen. Dafür sprach dort, daß sich ihre FPI-Profile in der MDS polar anordneten und alle anderen Profile bis auf eines geometrisch zwischen ihnen lagen (Hommers, 1989, Abbildung 1). Oder es gab noch genau eine weitere wahre IPC-Konfiguration (Zwei-Typen-und-Anti-Typ-Hypothese), die in der Tabelle 1 hier als  $T_3$  bezeichnet ist, die sich zwar deutlich, aber statistisch nicht sicherbar von der geometrischen Zwischen-Ordnung der anderen Profile abhob und die in der

Reanalyse von Hommers (1989) als Anti-Typ nicht in der KFA, sondern nur in der ISA der IPC-Konfigurationen auftrat. Die apriori stärkere Hypothese von diesen beiden war wegen der KFA-ISA-Stabilität der Typen-Auszeichnung die Zwei-Typen-Hypothese.

Die Häufigkeiten der durch paramediane Dichotomisierung gewonnenen IPC-Konfigurationen von Krampen et al. (1987) sind zur Verdeutlichung in der Tabelle 2 in der zweiten Spalte von links aufgeführt. Die typologische Auszeichnung der IPC-Konfigurationen aufgrund einer Anwendung der ISA mit PxC als Meta-Variable (Hommers, 1989) ist durch die Markierung  $A_1$ ,  $A_2$  (ISA-Anti-Typen) und  $T_1$ ,  $T_2$  (ISA-Typen) in der linken Spalte gegeben. Die Mischverteilungshypothese aufgrund der Struktur der FPI-Profile besagte also, daß allenfalls Antityp  $A_2$  zu den beiden Typen  $T_1$  und  $T_2$  als wahre IPC-Konfiguration hinzukommt, weil das FPI-Profil des anderen Anti-Typs  $A_1$  räumlich klar zwischen die FPI-Profile von  $T_1$  und  $T_2$  zu liegen kam (Hommers, 1989, Abbildung 1).

Die Tabelle 2 gibt in den weiteren Spalten das Ergebnis der gegenüberstellenden Modellprüfungen der beiden Hypothesen in den wesentlichen Auszügen wieder, indem sie die mit der NONLIN-Prozedur des Programmpakets SYSTAT (Wilkinson, 1986) angepaßten Erwartungswerte, die zugehörigen Wahrscheinlichkeiten und  $\text{CHI}^2$ -Werte angibt. Mit der NONLIN-Prozedur des Programmpakets SYSTAT kann man auf einem Personal Computer non-lineare Gleichungssysteme lösen. Da die NONLIN-Prozedur auch conditionale Gleichungssysteme verarbeiten kann, wie sie in Tabelle 1 dargestellt sind, lassen sich die jeweiligen 8 Bestimmungsgleichungen für  $F_{\text{erw}}$  (i, j, k) nach einiger Überle-

gung sehr ökonomisch eingeben. Als Ergebnis erhält man die Werte der jeweils für ein bestimmtes Modell vorausgesetzten Fehlerparameter. Aus diesen wiederum lassen sich die weiteren Angaben der Tabelle 2 berechnen.

In den Parameterschätzungen und Berechnungen stellte sich zunächst einmal heraus, daß beide Hypothesen bei Annahme von nur drei (generellen) Fehlertermen immer höhere Diskrepanzen zwischen Beobachtung und Erwartung zeigten als in Tabelle 2, so daß die beiden

Hypothesen auf dieser Ebene von Parameter-Differenzierungen nicht unterscheidbar waren. Bei Hinzunahme weiterer spezifischer Fehlerterme für die Parameter  $\pi_p$  und  $\pi_c$  von  $T_2$  waren die Hypothesen jedoch klar differenzierbar. Das kann man in der Tabelle durch paarweisen Vergleich der „Erw.“-Spalten erkennen, in denen die erwarteten Häufigkeiten aufgrund der darüber aufgeführten Wahrscheinlichkeitsparameter aufgelistet sind.

Tabelle 2:

Erwartete Häufigkeiten (Erw.-Spalten) aus vier Simulationen der beobachteten Häufigkeiten (Beob.-Spalte) von acht IPC-Konfigurationen\* (Zeilen) unter der Annahme von teils konfigurationsspezifischen Fehlerraten REL sowie von 2, 3 oder 4 „wahren“ Konfigurationen

IPC	T1 und T2 als „wahre“ Konfigurationen und außerdem				
	mit A2	ohne A2	ohne A2	mit A2 und A1	
	4	4 und	5	3	
	teils konfigurationsspezifischen REL				
	$\pi_I$	.361	.377	.379	.005
	$\pi_p$	.273	.222	.257	.099
	$\pi_c$	.162	.158	.061	.219
	$\pi_{p/T2}$	.005	.112	.138	-----
	$\pi_{c/T2}$	-----	-----	.151	-----
IPC	Beob.	Erw.	Erw.	Erw.	Erw.
A1: 1 1 1	200	179.34	204.43	194.80	199.19
1 1 2	117	115.48	99.46	114.96	79.78
1 2 1	47	44.03	65.81	45.70	87.11
T1: 1 2 2	246	223.28	225.99	240.52	240.87
T2: 2 1 1	310	302.95	325.89	314.18	300.44
2 1 2	103	128.60	98.07	104.71	98.48
2 2 1	58	38.85	65.25	59.21	71.74
A2: 2 2 2	145	193.47	141.31	152.14	148.41
Modelltest:	CHI <sup>2</sup> =	31.6	12.24	.79	39.17
	Df=	1	2	1	1
	p	<.001	<.003	>.60	<.001

\* Anmerkung: I für Internality, P für Powerlessness-Externality, C für Chance-Externality

Die den Antityp  $A_2$  einschließende Mischverteilungshypothese wird in der dritten Spalte der Tabelle 2 dargestellt. Die Erwartungswerte weisen teilweise große Abweichungen zu den beobachteten Häufigkeiten auf. Die nur die Typen einschließende Mischverteilungshypothese wird in der vierten Spalte und in der fünften Spalte der Tabelle 2 der Drei-Klassen-Hypothese mit Anti-Typ  $A_2$  dagegegenghalten. Aber nur die Erwartungswerte der fünften Spalte für die Zwei-Typen-Hypothese mit insgesamt fünf Fehler-Parametern entsprechen weitgehend den beobachteten Werten. In den Eintragungen der sechsten Spalte wird eine Hypothese geprüft, die alle vier ausgezeichneten Konfigurationen der ISA als wahre typologische Klassen auffaßt, was offensichtlich nicht zutrif.

Die unteren Zeilen der Tabelle 2 fassen zusammen, daß die in der Zahl latenter Klassen „schlankere“ Mischverteilungshypothese, die nur die beiden stabilen KFA-ISA-Typen als wahre typologische Klassen auffaßt, nicht nur am besten den beobachteten Werten nahekommt, sondern daß sogar die erwarteten Werte hochgradig mit den beobachteten Werten zur Deckung gebracht werden konnten ( $\text{CHI}^2 = .79$ ,  $\text{df} = 1$ ,  $p > .60$ ). Dagegen weichen alle anderen Anpassungsergebnisse statistisch bedeutsam ( $p < .01$ ) von den beobachteten Werten ab.

Die Bestimmung der Grundquoten verdient in Verbindung mit den in Tabelle 2 aufgeführten Freiheitsgraden einen besonderen Hinweis. Die Grundquoten wurden im Verhältnis der beobachteten Häufigkeiten der ausgezeichneten und in der Simulation berücksichtigten typologischen Klassen bezogen auf die Gesamtzahl von Beobachtungen geschätzt, weil sich der NONLIN-Anpas-

sungsalgorithmus mit Modellgleichungen, die auch für die Grundquoten bestangepaßte Parameterschätzungen ansetzen, in lokalen Minima festsetzte. Daher ist zu erwarten, daß noch bessere Anpassungen erreicht werden könnten, wenn auch die Grundquoten als echte Parameterschätzungen in die Best-Anpassungen eingingen. Da diese Grundquotenschätzung auf jeden der Modellansätze zutrif, würde vermutlich die in Tabelle 2 sichtbare Überlegenheit des Modells mit  $T_1$ ,  $T_2$  und fünf Fehler-Parametern bestehen bleiben. Hebt man die Freiheitsgrade um 2 an, um die in allen vier Ansätzen vorhandene eingeschränkte Schätzung der Grundquoten von  $T_1$  und  $T_2$  in den Freiheitsgraden zu berücksichtigen, würden weiterhin alle drei unzulänglichen Best-Anpassungen signifikant ( $p < .025$ ) von den beobachteten Häufigkeiten abweichende Erwartungswerte haben. Für das Modell aus  $T_1$ ,  $T_2$  und mit fünf Fehler-Parametern wäre aber  $p > .90$ , was wiederum für die Gültigkeit der Zwei-Typen-Hypothese spricht.

## Diskussion

Die durch Vorergebnisse aus weitergehender Information über Konfigurationen begründete Simulation von multivariaten Häufigkeitsverteilungen auf der Basis latenter probabilistischer Typen eignet sich offensichtlich zur Validierung typologischer Hypothesen. Wie zuvor dargelegt, können nicht nur mehrere komplexe Modellansätze hinsichtlich ihres jeweiligen Erklärungswerts unter Berücksichtigung statistischer Inferenzen verglichen werden. Vielmehr erweist sich dabei ein „theoretisch“ vorgegebenes Modell als überlegen. Damit kann die typologisch orientierte Analyse von multivariaten Häufigkeitstabellen

der KFA oder der ISA aus dem deskriptiven und heuristischen Niveau hinausgelangen, was insbesondere für klinisch-psychologische Anwendungen frequenzanalytischer Methoden zum Zwecke der Anhebung des theoretischen Gehalts der Ergebnisse empfohlen wird. Die Multidimensionalität des IPC, die Personenunabhängigkeit der Reliabilitäten des IPC und das Anti-Typen-Konzept sind noch eingehend aufgrund der Ergebnisse zu kommentieren.

### *Multidimensionalität des IPC*

Durch den mit den FPI-Profilen begründeten Vergleich der Mischverteilungsmodelle wird hinsichtlich des IPC von Krampen (1981) die Zwei-Klassen-Hypothese über das Vorliegen nur zweier wahrer IPC-Konfigurationen erhärtet. Demnach gibt es als wahre typologische IPC-Klassen entweder nur Individuen mit „Externalen“ ( $T_1$ : hypo-median in I und hyper-median in P und C) oder mit „Internalen“ ( $T_2$ : hyper-median in I und hypo-median in P und C) generalisierten Kontrollüberzeugungen, die allerdings nicht auf einer bipolaren Skala, sondern zweifach unipolar durch unterschiedliche Items erfaßt werden. Dieses Ergebnis ergänzt das nicht ganz eindeutige Ergebnis der MDS der mittleren FPI-Profile der Konfigurationen (vgl. Hommers, 1989, Abbildung 1). Danach lagen die FPI-Profile der beiden Klassen  $T_1$  und  $T_2$  nur räumlich wesentlich weiter voneinander entfernt als das Profil von  $A_2$  von der Verbindungslinie zwischen  $T_1$  und  $T_2$  entfernt. Die in der MDS fehlende statistische Prüfbarkeit dieser Abweichung wird nun hier schon durch die statistische Sicherung des Typenmodells innerhalb der Ausgangsdaten für die IPC-Gruppierung entbehrlich ge-

macht. Der fragliche IPC-Anti-Typ kann als Produkt der Mischungen latenter Verbundwahrscheinlichkeiten der wahren IPC-Klassen gelten.

Eine erste auf den IPC bezogene Konsequenz dieses Ergebnisses ist daher also, daß der multidimensionale Anspruch des IPC, ein 3-variates Konstrukt generalisierter Kontrollüberzeugungen erfassen zu können, zumindest bei dem durch Krampen et al. (1989) erfolgten Anlegen einer typologischen Theoriestruktur durch die Dichotomisierung, verfehlt erscheint. Als eine weitergehende Konsequenz wäre die Behauptung zu verstehen, daß überhaupt die dreidimensionale quantitative Konzeption des IPC in Frage gestellt ist. Diese weitergehende Behauptung wäre empirisch und theoretisch weiterzuverfolgen. Sie war nicht eigentlicher Gegenstand der Untersuchung.

### *Die Personenunabhängigkeit der Reliabilitäten*

Die Ergebnisse stellen im Prinzip auch die von der klassischen Testtheorie herrührende Konzeption in Frage, wonach eine personenunabhängige Reliabilität des Meßinstruments IPC angenommen wird. Für die beiden latenten Klassen der „Externalen“ und der „Internalen“ wurden auf den Externalitäts-Skalen des IPC jeweils klassen-abhängige Fehlerwahrscheinlichkeiten bestimmt. So war  $\pi_p$  (ein Fehlerterm für „externale“ Items) vom Externalitäts-Typ  $T_1$  (.257) überraschenderweise größer als  $\pi_p$  des Internalitäts-Typs  $T_2$  (.138), aber umgekehrt, konstruktkonform für  $\pi_c$  (.061 und .151). Weiterhin hatten demnach die beiden Fehlerterme für die Externalitäts-Skalen beim Internalitäts-



Typ relativ gleiche Werte (.138 und .151), während sie beim Externalitäts-Typ deutlich verschieden waren (.257 und .061). Hierzu wäre zu prüfen, ob der multidimensionale Anspruch des IPC lediglich auf einer differenziert reliablen Reaktionsweise der beiden Typ-Klassen auf bestimmte Items beruht. Die kritische Problemstellung eines typologischen Theoretikers würde dabei aber auch lauten, ob es überhaupt auf der Basis probabilistischer Testmodelle (Fischer, 1974) begründet werden kann, daß die Reaktionen von Angehörigen latenter Klassen auf gewisse unterscheidbare Itemmengen aufaddiert werden.

#### *Das Anti-Typ-Konzept*

Als eine weitere Konsequenz der Befunde wäre die Hypothese genereller Entbehrlichkeit des Anti-Typ-Konzepts zu prüfen. Anti-Typ-Konfigurationen können offensichtlich durch das Zusammenwirken der Fehlerwahrscheinlichkeiten von latenten Klassen entstehen. Bevor man also die allgemein übliche Benennung einer „unterfrequentierten“ Konfiguration mit Anti-Typ vornimmt, sollte man prüfen, ob nicht der gesamte Vektor der beobachteten Daten durch ein heuristisch zu bestimmendes Modell latenter Klassen auf der Basis der Typen-Konfigurationen beschreibbar ist. Dann wären die rein statistisch motivierten Anti-Typ-Klassen zumindest solange entbehrlich, als keine externe Validierung für sie durch Dritt-Variablen möglich ist. Daneben sollte allerdings das von Hommers (1985, 1987) eingeführte echt differentialpsychologische Anti-Typ-Konzept im Sinne einer konsistenten Andersartigkeit weiterhin in der Forschung berücksichtigt werden.

Dieses beruht auf dem substanzwissenschaftlichen und nicht statistisch motivierten Grundgedanken, daß Minoritäten von Personen über verschiedene Situationen hinweg sich von der Mehrzahl von Personen in ihren Verhaltensweisen unterscheiden können. Statistisch ist zwar zu ihrem Auffinden ein Meßwiederholungsansatz erforderlich, jedoch resultiert eine Zusammenfassung derartiger Personen zu einer Anti-Typ-Klasse nun auf einer empirischen Grundlage und nicht auf den Signifikanzkriterien für die einzelnen Konfigurationen der traditionellen KFA, die im Sinne der latenten Klassen lediglich ein Modell mit einer Klasse darstellt. Angesichts der von Hommers (1989) aufgewiesenen Methodenabhängigkeit der Benennung der Konfigurationen in Typen, Anti-Typen und Neutral-Konfigurationen sollte sich schließlich jede KFA- oder ISA-Anwendung zur Typen-Identifikation bemühen, zunächst KFA- und ISA-stabile Typen-Konfigurationen aufzuweisen, an die dann mit einer heuristischen Bestimmung der latenten Klassen und ihrer Parameter angeschlossen werden sollte.

#### LITERATURVERZEICHNIS

- Fahrenberg, J., Selg, H. & Hampel, R. (1973). *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar FPI* (2. Auflage). Göttingen: Hogrefe.
- Fischer, G. H. (1974). *Einführung in die Theorie psychologischer Tests*. Bern: Huber.
- Hommers, H. (1985). Anti-Typen. Zur psychologischen Validität eines methodischen Konstrukts der Konfigurationsfrequenzanalyse. Manuskript zum 65. Geburtstag von Prof. Dr. Dr. G. A. Lienert am 13. 12. 1985.
- Hommers, W. (1987). Anti-Typen. Zur psychologischen Validität eines methodischen Konstrukts der Konfigurationsfrequenzanalyse. *Diagnostica* 33, 301-318 (Manuskripteingang im November 1985).
- Hommers, W. (1989). Zur Validierung von Konfigurationstypen generalisierter Kon-

- trollüberzeugungen. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie* 10, 67-72.
- Krampen, G. (1981). *IPC-Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen*. Göttingen: Hogrefe.
- Krampen, G., von Eye, A., & Brandstädter, J. (1987). Konfigurationstypen generalisierter Kontrollüberzeugungen. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 8, 111-119.
- Krauth, J. (1980). Ein Vergleich der Konfigurationsfrequenzanalyse mit der Methode der log-linearen Modelle. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 11, 233-247.
- Krauth, J. (1985). Principles of Configural Frequency Analysis. *Zeitschrift für Psychologie*, 193, 363-375.
- Krauth, J. & Lienert, G. A. (1973). *KFA - Die Konfigurationsfrequenzanalyse*. Freiburg: Alber.
- Lehmacher, H. & Lienert, G. A. (1982). Die Konfigurationsfrequenzanalyse. XVI. Neue Tests gegen Typen und Syndrome. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie* 30, 5-11.
- Lienert, G. A. (1969). Die „Konfigurationsfrequenzanalyse“ als Klassifikationsmethode in der klinischen Psychologie. In M. Irle (Hrsg.) *Bericht über den 26. Kongreß der DGfPs in Tübingen 1968*. Göttingen: Hogrefe.
- Lienert, G. A. (1971). Die Konfigurationsfrequenzanalyse I. Ein neuer Weg zu Typen und Syndromen. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie* 19, 99-115.
- Victor, N. (1989). An alternative approach to CFA. *Methodika* 3, 61-73.
- Wilkinson, L. (1986). *SYSTAT: The system for statistics*. Evanston, IL: SYSTAT, Inc.
- Anschrift: Prof. Dr. Wilfried Hommers  
Institut für Psychologie der Universität  
Würzburg  
Domerschulstr. 13  
8700 Würzburg