

# Zur Validierung von Konfigurationstypen generalisierter Kontrollüberzeugungen

Ergänzungen zu Krampen, von Eye & Brandtstädter (1987)

Wilfried Hommers

Universität Würzburg, Institut für Psychologie

**Zusammenfassung:** Die Ergebnisse einer publizierten Arbeit zur Validierung von acht Konfigurationen generalisierter Kontrollüberzeugungen werden durch drei weitere Auswertungsschritte ergänzt. Die Anwendung der Interaktionsstrukturanalyse führt zu einer Hervorhebung von zwei Konfigurationen als Typen und zur Aufstellung einer 5-Gruppen-Hypothese über die Bildung einer Restgruppe aus den Neutral-Konfigurationen. Die Betrachtung der Unterschiede in den FPI-Mittelwerten der ursprünglichen acht Gruppen bestätigt die 5-Gruppen-Hypothese. Mit einer multidimensionalen geometrischen Darstellung der Profildistanzen wird in einem dritten Schritt versucht, neben der «Restgruppe» und den beiden «Typen»-Gruppen auch die Eigenständigkeit der beiden verbleibenden «Anti-Typen»-Gruppen zu validieren.

**Abstract:** The results of a priorly published study on the validity of eight configurations of generalized locus of control cognitions were analysed more intensively by three additional steps. The first step, application of the interaction-structure-analysis, supported the result of two configurations to be named as «Types» and yielded the derivation of a «restgroup»-hypothesis which combines four configurations. The second additional step supported the «restgroup»-hypothesis by their smaller profile differences in a personality inventory. Multidimensional scaling was applied as a third step to confirm the distinctiveness of the two remaining «Anti-Type»-configurations aside from the «restgroup» and the two «Type»-configurations.

## 1. Einleitung

Die bisherige Diskussion und Anwendung der Konfigurationsfrequenzanalytischen Methoden (Krauth & Lienert, 1973) war einerseits mit der statistischen Problematik einer explorativen Datenanalyse und andererseits mit der konkreten Anwendung, d.h. der Aufdeckung von Typen und Anti-Typen in konkreten multivariat strukturierten, kategorialen Datenmengen über verschiedenste Sachverhalte (zum Überblick z.B. Krauth, 1985) befaßt. Unklar blieb dabei, ob durch statistisch einwandfreien Aufweis von Typen- (mehr als erwartet auftretend), Anti-Typen- (weniger als erwartet auftretend) und den bislang immer nur implizit ausgewiesenen Neutral- (wie erwartet auftretend) Konfigurationen etwas wesentlich Neues in Hinsicht auf psychologische Aussagen erreicht wurde oder nur eine Residualanalyse eines zwischen mehreren Variablen (KFA) bzw. Meta-Variablen (ISA) festgestellten Zusammenhangs, um diesen besser beschreiben zu können. Hommers (1985, 1987) ging über diese Beschränkungen mit der

Frage hinaus, ob sich Anti-Typ-Konfigurationen der Therapiemotivation mit Hilfe von FPI-Profilen validieren lassen. Dabei wurde implizit auch die Validierung der «Typ»-Konfigurationen einbezogen.

Auch Krampen, von Eye und Brandtstädter (1987) brachten in einer Längsschnittstudie mit dem IPC (Krampen, 1981) einen Beitrag zur Validierung frequenzanalytischer Befunde. 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 ausgewählte persönlichkeits- und entwicklungspsychologische Referenzvariablen hinsichtlich ihrer mittleren Unterschiede, die für die durch paramediane Dichotomisierung oder Extremgruppenbildung erzeugten acht IPC-Konfigurationen bestanden. Statistisch wurden die Aussagen über die Unterschiede in den Mittelwerten der Konfigurationen durch einen multivariaten Globaltest und durch Verwendung des DUNCAN-Tests gestützt. Die Konfigura-

tionen selbst wurden durch ihre Stabilität, durch Vergleich mit der Gleichverteilung (KCA-Verfahren) und durch Vergleich mit der Verteilung aufgrund wahrscheinlichkeitstheoretisch unabhängiger Ereigniskombinationen (KFA-Verfahren) frequenz-typologisch nach Typen-, Anti-Typen- und Neutral-Konfigurationen charakterisiert.

Die folgenden Darstellungen sind u. a. als Ergänzungen der Auswertungen von Krampen et al. (1987) zu verstehen. Es handelt sich dabei um die Vervollständigung der verwendeten konfigurationsfrequenzanalytischen Methoden durch Anwendung der Assoziationsstrukturanalyse (ASA) und der Interaktionsstrukturanalyse (ISA) auf die Häufigkeiten der IPC-Konfigurationen. Die Darstellungen dienen aber auch dem Zweck, die von Hommers (1985, 1987) zur Validierung von frequenz-typologischen Benennungen entwickelten Analyseschritte auf den von Krampen et al. (1987) angestrebten Nachweis der diagnostischen und prognostischen Bedeutsamkeit anzuwenden. Das geschieht durch Betrachtung der Struktur der Unterschiede in den Variablen, die zur Validierung verwendet werden (z.B. FPI-Profile), und durch deren geometrische Repräsentation mit Hilfe der multidimensionalen Skalierung. Dadurch kann der Ansatz von Hommers (1985, 1987) dank des vorliegenden dreidimensionalen IPC-Datenhintergrunds nicht nur an einem neuen Sachproblem (IPC) ausführlich dargestellt werden, sondern auch mit einem Beispiel für den schon zuvor konzipierten Fall (vgl. Hommers, 1987, S. 310) einer Restgruppenbildung bereichert werden, die durch Kombination von Neutral-Konfigurationen erfolgt statt durch Bayes-statische Klassifikation.

## 2. Assoziations- und Interaktions-Strukturanalyse

Der erste Ergänzungspunkt betrifft die Vollständigkeit der konfigurationsfrequenzanalytischen Untersuchung der IPC-Klassenhäufigkeiten. Eine vollständigere Datenanalyse erscheint angebracht, weil – ohne besonderen Kommentar seitens der Autoren – bei der KCA (Tabelle 2, a.a.O., S. 114) eine andere IPC-Zuordnung der Neutral-Konfiguration auftrat als bei der KFA (Tabelle 3, a.a.O., S. 115), was jeweils mit

einer Änderung im Typ-Status einer weiteren Konfiguration einherging. Für welche frequenz-typologische Charakterisierung der IPC-Klassen würde aber eine durch ISA und ASA vervollständigte Anwendung des frequenzanalytischen Methodenarsenals sprechen? Da die ISA in den Ergebnissen der Assoziationsstruktur der ASA als aussagekräftigere Methode erscheint, wird mit der Darstellung der ASA begonnen.

Der Gesamtzusammenhang (KFA 1. Ordnung) der drei paramedian dichotomisierten IPC-Variablen betrug  $\text{CHI}^2 = 355.58$ , der Zusammenhang von P und C ergab  $\text{CHI}^2 = 280.11$ , und der der anderen beiden Paarungen  $\text{CHI}^2 = 28.93$  (für I und P) bzw.  $\text{CHI}^2 = 45.42$  (für I und C), so daß für die hierarchische Tripel-Interaktion nur noch  $\text{CHI}^2 = 1.12$  übrig blieb. Die Anwendung der ASA auf die Extremgruppenhäufigkeiten ergab bei ähnlichen bivariaten Zusammenhängen für die Tripel-Interaktion  $\text{CHI}^2 = 4.13$ , so daß bei jeweils  $\text{df} = 1$  und Bonferroni-Adjustierung in beiden Fällen keine signifikante Tripel-Interaktion auftrat.

Das Ergebnis der ASA hat zur Konsequenz, daß die implizite Schlußfolgerung der Autoren, aus der KFA bzw. KCA eine vollständige, alle vier Kombinationen umfassende differentielle Validität von dichotomisierten P und C abzuleiten, unplausibel erscheint. Denn eine dreivariante Betrachtung wird weder von einer signifikanten Tripel-Interaktion gestützt noch von einem schwachen Zusammenhang zwischen P und C. Beides traf nicht zu. Aber die zur Kontrolle der ASA durchgeführte bedingte ISA stützte auch nicht die komplette Mißachtung unterschiedlicher Meßinformation in P und C. Vielmehr wurde eine die ursprüngliche Information erhaltende Frequenzanalyse per Metavariablen-Bildung aus P und C nahegelegt, weil die bedingte ISA dafür sprach, daß die Zusammenhänge von I und P bzw. I und C nicht lokal, auf den einzelnen C- bzw. P-Stufen, gültig waren, sondern sich als Summierungsartefakte der bedingten Tafeln ergaben. Eine Nachprüfung dieser Feststellungen darf dem Leser überlassen bleiben, da alle erforderlichen Angaben zu den dichotomisierten Häufigkeitsdaten in Tabelle 1, die die im folgenden beschriebene Anwendung der ISA demonstriert, vorliegen oder hinsichtlich der Extremgruppenhäufigkeiten aus der Originalarbeit entnommen werden können.

Tabelle 1: ISA der Häufigkeitsverteilung von Krampen et al. (1987) (nach Dichotomisierung von I-, P-, C-Werten) und lokale CHI<sup>2</sup>-Werte zur Identifizierung von Typen (T) und Anti-Typen (A).

|   |   | I          |                  |            |                  |     |
|---|---|------------|------------------|------------|------------------|-----|
|   |   | 1          |                  | 2          |                  |     |
| P | C | Häufigkeit | CHI <sup>2</sup> | Häufigkeit | CHI <sup>2</sup> |     |
| 1 | 1 | (A) 200    | 11.39            | 310        | 11.28            | (T) |
| 1 | 2 | 117        | .52              | 103        | .51              |     |
| 2 | 1 | 47         | .53              | 58         | .52              |     |
| 2 | 2 | (T) 246    | 13.61            | 145        | 13.48            | (A) |

Lief das Ergebnis von ASA und bedingter ISA schon nicht im Sinne einer eindeutigen Stützung einer umfassenden 3variablen Betrachtung unter Einbezug aller 8 Kombinationen, so zeigt die ISA im Sinne Krauths (1980, 1985), daß insbesondere für die Stützung der Existenz der Konfigurationstypen wichtige Erkenntnisse erlangt werden können. Die relativ hohe Assoziation von P und C lieferte dabei die Begründung für die Bildung der Metavariablen aus P und C. Tabelle 1 stellt die Häufigkeitsverteilung der acht paramedianen IPC-Konfigurationen für die ISA mit der Metavariablen P × C zusammen.

Der ISA-Zusammenhang betrug  $CHI^2 = 51.84$ ,  $df = 3$ ,  $p < .001$ , so daß eine Interpretation der einzelnen Zellenhäufigkeiten sinnvoll ist. In der ISA wurden wie in der KFA der Autoren die beiden Zellen ( $I = 1, P = 2, C = 2$ ) und ( $I = 2, P = 1, C = 1$ ) als Typen (Markierung durch eingeklammertes T in Tabelle 1) bestimmt. Jedoch sind die Anti-Typen in der ISA (als eingeklammertes A in Tabelle 1 markiert) gerade diejenigen Konfigurationen, die in den insgesamt 4 berechneten KFA und KCA teilweise als Typen-, teilweise als Neutral-Konfigurationen charakterisiert wurden. Im Vergleich mit der KFA der Extremgruppen-Häufigkeiten ergibt sich sogar, daß die ISA-Anti-Typen-Zellen gerade die Neutral-Konfigurationen der zugehörigen KFA bzw. KCA sind (vgl. dazu die Tabellen 2 und 3 bei Krampen et al., 1987, S. 114f.). Weiterhin sind die ISA-Neutral-Konfigurationen in den Ergebnissen der KFA und KCA ganz einheitlich gerade die Anti-Typen. Demnach sind nur die ISA-Typen frequenztypologisch als methodenunabhängig gesicherte

IPC-Typen anzusehen, da sie unabhängig von den angewendeten Verfahren und Häufigkeitsdaten als Typen erschienen. Hinsichtlich der Kennzeichnung als Anti-Typ- oder Neutral-Konfiguration ergeben sich erhebliche Methodenabhängigkeiten.

### 3. Restgruppenbildung aus den Neutral-Konfigurationen

Aus dem Ergebnis einer vollständigeren Anwendung der frequenzanalytischen Methoden scheint nun aber auch noch folgende Reduzierung der Anzahl von echten IPC-Konfigurationen ableitbar. Die 5-Gruppen-Hypothese besagt, daß die nach der ISA erwartungsgemäß frequentierten Zellen, die ISA-Neutral-Konfigurationen (ohne A- oder T-Kennzeichnung in Tabelle 1), genau eine Restgruppe von 325 Pbn bilden. Diese Reduktion würde aber insgesamt weiterhin eine auf drei Kontrollüberzeugungsvariablen beruhende Konfigurationshypothese des IPC stützen, da sonst noch weniger Konfigurationen erforderlich wären. Weiterhin gibt es danach außer der Restgruppe zwei IPC-Typen und zwei IPC-Anti-Typen, wobei die letzteren aufgrund ihrer erheblichen Häufigkeiten zwar gesondert betrachtet werden müssen, aber frequenztypologisch nur aufgrund der ISA als Anti-Typen zu bezeichnen sind.

Durch eine Berücksichtigung der Angaben von Krampen et al. (1987, S. 117, vgl. die letzte Spalte der Tabelle 4) über die Ergebnisse des DUNCAN-Tests mit den Mittelwerten der Referenzvariablen, insbesondere den 12 FPI-Skalen nach Fahrenberg, Selg und Hampel (1973),

wird die Reduktion der Anzahl der Merkmalskombinationen zur 5-Gruppen-Hypothese bestätigt. Für die Zusammenfassung der 4 ISA-Neutral-Konfigurationen zu einer einheitlichen Restgruppe und die Beibehaltung der anderen vier Konfigurationen spricht nämlich, daß die vier zum Rest erklärten Gruppen untereinander wenige auf dem 5%-Niveau signifikante DUNCAN-Tests hatten. Bei den 12 FPI-Skalen waren es 17 von 72 Vergleichen, d.h. 24%, innerhalb der vier ISA-Neutral-Konfigurationen. Demgegenüber waren 49 von 72 Vergleichen, d.h. 68%, innerhalb der vier ISA-Typen bzw. ISA-Anti-Typen auf dem DUNCAN-adjustierten 5%-Niveau signifikant, und weiterhin 90 von 192 Vergleichen, d.h. 47%, zwischen diesen vier Gruppierungen der ISA-Typen und ISA-Anti-Typen einerseits und der vier ISA-Neutral-Konfigurationen andererseits.

Offensichtlich wurden zwischen den vier zur Restgruppe zusammengefaßten ISA-Neutral-Konfigurationen erheblich weniger signifikante Unterschiede erlangt als zwischen und zu den FPI-Mittelwerten der anderen vier IPC-Konfigurationen. Außerdem ergaben sich nur zwischen den Typen- und Anti-Typen-Konfigurationen offensichtlich erheblich mehr als DUNCAN konservativ erwartet signifikant unterschiedliche Befunde in den FPI-Mittelwerten. Das reicht aber als Rechtfertigungsgrund, zwischen den vier zur Restgruppe zusammengefaßten Merkmalskombinationen keinen systematischen Unterschied in der vom FPI erfaßten Persönlichkeitsstruktur zu sehen und sie daher zusammenzufassen. Denn 24% Signifikanzen sind nicht mit dem Erwartungswert 5% zu vergleichen, da der DUNCAN-Test das Signifikanzniveau nur innerhalb einer FPI-Skala bei den jeweiligen Mittelwertvergleichen adjustierte.

Insgesamt wird also durch die *Struktur* der festgestellten Unterschiedlichkeit von Mittelwerten sogar zweierlei bestätigt, daß die Zusammenfassung der vier ISA-Neutral-Konfigurationen sinnvoll ist und daß zusätzlich die Unterscheidung von insgesamt vier weiteren IPC-Konfigurationen, zwei ISA-Typen und zwei ISA-Anti-Typen im IPC sinnvoll zu sein scheint. Jedoch bleiben zwei Fragen offen. Erstens möchte man exakter wissen, wie man die Restgruppe auffassen soll. Zweitens ist noch von Interesse, wodurch die differenzierende frequenz-

typologische Charakterisierung in Typen und *Anti*-Typen zu rechtfertigen ist.

Die Dichotomisierung der ohnehin Meßfehler-belasteten quantitativen IPC-Werte führt zur Hinzufügung einer weiteren Fehlervarianz. Liegt einer der drei wahren IPC-Werte von einem Probanden nahe am Median, verändert ihn die dichotomisierende Klassifizierung eher fälschlich als entfernter vom Median liegende Probanden. Daher könnte z. B. die Restgruppe, aber auch andere Gruppen, hauptsächlich oder völlig eine «Mischung» verschiedener wahrer IPC-Konfigurationen darstellen. Das würde sich dann in artefiziellen FPI-Gruppenmittelwerten für diese scheinbaren IPC-Konfigurationen widerspiegeln, was sogar mit statistisch sicherbaren mittleren Unterschieden einhergehen könnte.

Während die frequenz-typologische Charakterisierung der IPC-Typen durch die Einheitlichkeit der konfigurationsfrequenzanalytischen Ergebnisse eine erste Rechtfertigung und durch die Häufigkeit signifikanter Abweichungen von den FPI-Mittelwerten der Restgruppe eine zweite Rechtfertigung erfuhr, bleibt weiterhin der Anti-Charakter der Anti-Typen im Vergleich zu den Typen schon konfigurationsfrequenzanalytisch zweifelhaft. Möglicherweise jedoch kann dieser Anti-Charakter der Anti-Typen aus der geometrischen Struktur der Mittelwertunterschiede in den FPI-Skalen gestützt werden. Dazu wurde von Hommers (1985, 1987) eine Methode vorgeschlagen, die die geometrische Interpretation der multidimensionalen Struktur der multiplen Mittelwertunterschiede zur Klärung des Problems heranzieht und die auch das Problem der artefiziellen Gruppenbildung berücksichtigen kann.

#### 4. Multidimensionale Skalierung der 5-Gruppen-Hypothese

Die Multidimensionale Skalierung (MDS) der 5-Gruppen-Hypothese erfolgte durch Bestimmung der beobachteten Distanzen (Unähnlichkeiten der Profile) von jeweils 12 FPI-Mittelwerten der zwei ISA-Typen, der zwei ISA-Anti-Typen und der (durch gewichtete Mittelung zusammengefaßten) Restgruppe nach der Supremum-Metrik (nur der größte Unterschied wird berücksich-



tigt) und der Euklidischen Metrik (multivariate Anwendung des Satzes des Pythagoras). Der Streß der erreichten Anpassung der empirischen Unähnlichkeiten durch die Koordinaten betrug für beide Metriken nach 7 Iterationen 0.00031. Dieser Wert wurde auch bei den ein- und dreidimensionalen Berechnungen erlangt. Das spricht dafür, daß die in Abbildung 1 dargestellte zweidimensionale Anordnung der jeweils fünf Profilpunkte sich nicht bedeutsam von der eindimensionalen unterscheidet. Folglich scheinen die FPI-Profile schon eindimensional zureichend darstellbar. Nach der zweidimensionalen Darstellung von Abbildung 1 fällt allenfalls das mit H repräsentierte ISA-Anti-Typ-Profil aus der Eindimensionalität heraus.

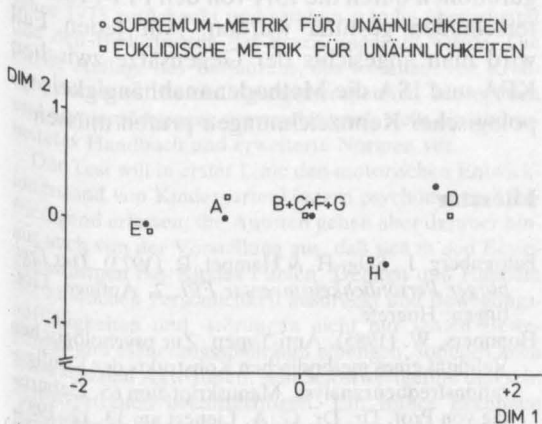


Abbildung 1: Zweidimensionale Darstellung der Unähnlichkeiten von fünf FPI-Profilen aufgrund der MDS nach Kruskal

In der Abbildung 1 ist das Ergebnis der multidimensionalen Skalierung der Profilunähnlichkeiten in zwei Dimensionen dargestellt. Die Methode von Kruskal (1964a, b) bildete die Grundlage der Berechnung der Ergebnis-Koordinaten für die beiden angewendeten Methoden zur Bestimmung der Profilunähnlichkeiten: die Supremum-Metrik als Punkte in der Abbildung 1 und die Euklidische Metrik als Karos in der Abbildung 1. Man sieht in der Abbildung 1, daß die Karos und Punkte gleicher Buchstaben dicht zusammenliegen, daß also beide Metriken zu demselben Ergebnis führten. Die Buchstaben bezeichnen dabei die ISA-Typen (D und E), ISA-Anti-Typen (A und H) und die Restgruppe (B + C + F + G) aus den ISA-Neutral-Konfigurationen. Die Buchstaben sind in der Spaltenreihenfolge von Tabelle 4 in Krampen et al. (1987) an die IPC-Konfigurationen vergeben worden. In Tabelle 1 der vorliegenden Arbeit muß man die Buchstaben spaltenweise vergeben.

Die mit Abbildung 1 mögliche graphische Hypothesenprüfung der Typen- bzw. Anti-Typen-Be-

nennung von Konfigurationen durch die ISA zerlegt sich in folgende Teilfragestellungen:

- 1) Wie liegt geometrisch die Restgruppe zu den Typen?
- 2) Wie liegen geometrisch die Anti-Typen zu den Typen?
- 3) Unterscheidet sich die Lage der Anti-Typen von der Lage der Restgruppe?

Die Abbildung 1 zeigt, daß die Restgruppe fast genau in der Mitte auf der Geraden zwischen den Typen D und E liegt. Der Antityp A liegt ebenfalls fast genau auf der Verbindungslinie zwischen den Typen und hat den geringsten Abstand zur Restgruppe. Jedoch liegt der ISA-Anti-Typ H deutlich neben der Verbindung von E und D. Über die mit dem Streß gestützte Interpretation eindimensionaler Darstellbarkeit hinausgehend könnte das bedeuten, daß sowohl die Restgruppe als auch der ISA-Anti-Typ A der IPC-Konfigurationen von den FPI-Unähnlichkeiten her zufallsbedingte Abweichungen (Mischkonfigurationen) von den wahren IPC-Konfigurationen darstellen. Allenfalls für den ISA-Anti-Typ H könnte es aufgrund der Profilunterschiede in den FPI-Skalen nicht sinnvoll scheinen, eine Mischung aus unreliabel erfaßten wahren Konfigurationen (Typen bzw. Anti-Typen) anzunehmen.

Dagegen besagt die Abbildung 1 eindeutig, daß die Profile der beiden Typen D (Externale Kontrollüberzeugungen) und E (Internale Kontrollüberzeugungen) gesichert unterschiedlich sind von den anderen Gruppenprofilen. Aber die Distanz ihrer Unähnlichkeiten im FPI-Profil ist (entgegen einer geometrischen Anti-Interpretation durch Zweidimensionalität) erheblich größer als die Abweichung des Profils des ISA-Anti-Typs H von der Verbindungslinie zwischen ihnen. Da eine inferenz-statistische Absicherung der zweidimensionalen Aussage von Abbildung 1 aber gegenwärtig nicht erfolgen kann, ergibt sich graphisch die durch weitergehende Methoden (z.B. Replikationsstudien) noch zu stützende Arbeitshypothese zweier wahrer IPC-Konfigurationen und allenfalls einer weiteren wahren IPC-Konfiguration, für die man geometrisch eine gewisse Berechtigung der Anti-Typ-Charakterisierung entsprechend der konfigurationsfrequenzanalytischen Nomenklatur von Krauth und Lienert (1973, S. 29f.) aufzeigen kann. Die Ergebnisse über den Streß legen al-

lerdings die Alternativhypothese nahe, die Abweichung dieser zusätzlichen IPC-Konfiguration als unbedeutend aufzufassen, was das Konzept des IPC, die dreivariate Erfassung von Kontrollüberzeugungen, frequenz-typologisch total in Frage stellen würde. Jedoch könnte auch im Gegensatz zu Hommers (1985, 1987) die MDS von FPI-Profilen hier ungeeignet gewesen sein, um die durch die statistischen FPI-Profilunterschiede gestützte Sonderstellung der ISA-Anti-Typen A und H weiter aufzuhellen, was aber mit anderen Kriterien-Variablen statt der FPI-Skalen auch für den IPC glücken könnte.

## 5. Schlußfolgerungen

In der zuvor vorgenommenen Fortführung der Datenanalyse der von Krampen et al. (1987) publizierten Daten wird wie bei Hommers (1985, 1987) die förderliche Stellung von Kriterien-Variablen (FPI-Skalen) zur Validierung der frequenz-typologischen Hypothesen aus den konfigurationsfrequenzanalytischen Methoden der KCA, KFA, ASA und ISA sichtbar. Die Struktur und die geometrische Anordnung der Unterschiedlichkeit der Profile unterstreicht die validierungsbedürftigen und validierten Charakteristiken der frequenz-typologischen Hypothese. Somit sind Aufstellung und Prüfung einer konfigurationsfrequenzanalytischen Hypothese konzeptionell klar voneinander unterschieden. Außerdem sind sie wegen der darin eingeschlossenen Berücksichtigung non-additiver Zusammenhänge klar von der bivariaten regressionsanalytischen Validierungstechnik der klassischen Testtheorie im Sinne der konkurrenten Validität zu trennen, so daß der typologische Charakter der angestrebten Zielaussage hervorsticht und die Konfigurationsfrequenzanalyse zu einem heuristischen Verfahren wird, das nicht pure statistische Aussagen macht. Weitere Klärungen der angeschnittenen Sachfragen zu den IPC-Konfigurationen müssen jedoch folgen, z. B. durch unabhängige Replikation der Befunde und möglichst mit anderen Probandengruppen und anderen Kriterien-Variablen. Denn nur dann wird gesichert, daß es sich mit den hier erlangten Befunden nicht um eine Eintagsfliege

handelte. Insbesondere erscheint die zuvor entwickelte Mischungshypothese noch weiter elaborationsbedürftig. Das sollte z. B. dazu verhelfen, die bislang offene Frage zu klären, ob nur die zuvor mit H markierte IPC-Konfiguration (hohe Werte auf den Skalen Internalität, sozial bedingte Externalität und fatalistische Externalität) eine eigenständige und als Anti-Typ zu charakterisierende Existenz besitzt. Die vorliegenden Befunde der weitergeführten Analyse der von Krampen et al. (1987) publizierten Daten stützen aber auch, ohne sich auf statistische Sachverhalte zu beschränken, den besonderen Wert der ISA als frequenzanalytisches und differentialpsychologisches Verfahren, da gerade die typologischen Kennzeichnungen der Konfigurationen durch die ISA von den FPI-Profilunterschieden gestützt wurden. Auf jeden Fall wird man angesichts der Gegensätze zwischen KFA und ISA die Methodenunabhängigkeit typologischer Kennzeichnungen prüfen müssen.

## Literatur

- Fahrenberg, J., Selg, H. & Hampel, R. (1973). *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar FPI*. 2. Auflage. Göttingen: Hogrefe.
- Hommers, W. (1985). Anti-Typen. Zur psychologischen Validität eines methodischen Konstrukts der Konfigurationsfrequenzanalyse. Manuskript zum 65. Geburtstag von Prof. 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 (Erster Manuskripteingang im November 1985).
- Krampen, G. (1981). *IPC-Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen*. Göttingen: Hogrefe.
- Krampen, G., von Eye, A. & Brandstädter (1987). Konfigurationstypen generalisierter Kontrollüberzeugungen. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 8, 111–119.
- Krauth, J. (1980). Ein Vergleich der Konfigurationsfrequenzanalyse mit der Methode der 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.
- Kruskal, J. B. (1964a). Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis. *Psychometrika*, 29, 1–27.
- Kruskal, J. B. (1964b). Nonmetric multidimensional scaling: A numerical method. *Psychometrika*, 29, 115–129.