

# **Anti-Typen: Zur psychologischen Validität eines methodischen Konstrukts der Konfigurationsfrequenzanalyse<sup>1)</sup>**

Wilfried Hommers<sup>2)</sup>

Das Konzept des Anti-Typus wird theoretisch und empirisch-analytisch untersucht. Empirische Grundlage bilden Problem-Kommentierungen zur Erfassung von Therapiemotivationskonstrukten und Antworten auf Fragen eines multivariaten Persönlichkeits-Inventars von 187 Jugendgerichtlich-Inhaftierten und 361 Polizeianwärtern. Im ersten Schritt des analytischen Teils werden mit der Konfigurationsfrequenzanalyse (KFA) Hypothesen über Typen und Anti-Typen von Selbstbeschreibungskonstrukten zur Therapiemotivation gewonnen. Zusätzlich werden die Inventar-Profile der dabei gebildeten typologischen Pbn-Gruppen multidimensional skaliert und multivariat auf Unterschiedlichkeit geprüft. Im zweiten Schritt werden die KFA-Hypothesen über die Typen und Anti-Typen der „Therapiemotivation“ mit Hilfe eines Bayes-statistischen Verfahrens durch ihre Trennung von einer Restgruppe geprüft. Die Inventar-Profile der entstehenden Gruppen werden erneut multidimensional und multivariat verglichen. Von den zwei Bedeutungen des „Anti“ im Anti-Typ-Begriff bewährt sich die geometrische Interpretation des „Anti“ an den Profilen nicht. Die Interpretation „konsistenter Andersartigkeit“ dagegen kann auf der Grundlage der Bayes-statistischen Klassifikation beibehalten werden. Die Untersuchung des Anti-Typ-Begriffs lohnt möglicherweise auch in anderen Bereichen.

The concept „Anti-Type“ is analyzed theoretically and empirically. The data were from standardized comments on personal problems related to therapy-motivation and from responses to a multivariate personality-inventory of 187 arrested juvenile delinquents and 361 police-trainees. In the first section of the analytical part hypotheses on types and anti-types of therapy-motivation are obtained with the Konfigurationsfrequenzanalyse (KFA). Additionally the inventory-profiles of the obtained typological groups are scaled with MDS and tested with MANOVA. In the second section the KFA-typological hypotheses are cross-examined with a Bayes-statistical classification approach by separating a „restgroup“ from the typological groups. Again, the inventory-profiles of these distinct groups are scaled with MDS and tested with MANOVA. As a consequence, the geometrical interpretation of „anti“ does not seem appropriate on the basis of the profiles. However, the interpretation of „anti“ as showing consistent differences of behavior compared with type-configurations and with the restgroup is supported on the basis of the Bayes-statistical method. With regard to other variables the presented conclusions about the validity of the „anti-type“ in this particular realm may not be valid. Thus, the concept of „Anti-Type“ may be a worthwhile research subject with other variables also.

---

<sup>1)</sup> Widmung: Prof. Dr. Dr. G. A. Lienert zum 65. Geburtstag. Erster Manuskripteingang im November 1985.

<sup>2)</sup> Danksagung: PD Dr. M. Steller, Kiel, für die Zusammenarbeit bei der Datenbeschaffung.

## Problemstellung

Die Konfigurationsfrequenzanalyse (KFA) (Lienert, 1969, 1978) eignet sich von der Methode her in besonderer Weise zum Auffinden von Typen (als Überblick Krauth, 1983). Ihr herausragender Vorteil ist, interaktive (non-additive) Zusammenhänge von Merkmalen typologisch erschlossen zu haben.

Lienert (1971, S. 106) prägte aber auch den Begriff „Anti-Typ“ in der KFA: ... unterfrequentierte Konfigurationen konstituieren andererseits Klassen, die Konfigurationsantitypen heißen sollen!“. Damit erhielt die KFA einen weiteren vorteilhaften Aspekt, der bislang nicht beachtet wurde. Im taxonometrischen Grundsatzreferat von Cattell et al. (1966, 1980) findet man z. B. diesen Begriff nicht.

Der Anti-Typ wurde von Krauth und Lienert (1973, S. 29f.) als ein „lohnendes Feld der klinisch-psychologischen Persönlichkeitsforschung“ dargestellt: „Möglicherweise sind Pbn mit überzufällig seltenen Merkmalskombinationen für die theoretische Deutung konfigurationsanalytischer Befunde ebenso bedeutsam wie Pbn mit überzufällig häufigen Merkmalskombinationen.“ Obwohl damit anerkannt wurde, daß das Anti-Typ-Konzept grundlegend war, erschien es immer nur als Anhängsel der Typen in den Darstellungen der KFA. Diese Hintanstellung zeigte sich auch an dem abgestuften Verschwinden des Begriffs innerhalb einer der späteren Darstellungen der KFA (Lienert, 1978, Band II, S. 535–537).

Dieses Verschwinden der Nennung des „Anti-Typs“ mag aber an der Zentrierung der gesamten dortigen Abhandlung (Lienert, 1978) auf die statistisch-methodischen Probleme der Typ-Identifikation gelegen haben. Die statistisch orientierte Arbeit von Lehmacher und Lienert (1982) kann z. B. als Beleg für diese Vermutung gelten. Dort stellt aber der einleitende Absatz den Nachweis von über- und unterbesetzten Zellen wieder ausdrücklich als von „substanzwissenschaftlichem“ Interesse für „Typen und Anti-Typen“ dar. Die dort dann aber ausführlich diskutierten statistischen Probleme der Alpha-Niveau-Adjustierung sollen daher im folgenden nur gestreift werden. Stattdessen wird hier das inhaltliche Interesse an den Anti-Typen in den Vordergrund gerückt, da trotz des grundlegenden Charakters dieses Begriffs keine inhaltlichen Beiträge dazu bekannt geworden sind. Zu diesem Zweck werden zwei inhaltliche Fragen aufgeworfen: „Hat ein Anti-Typ psychologische Validität?“ und „Wozu ist ein Anti-Typ entgegengesetzt?“.

Den Zweifel an der psychologischen Validität des Anti-Typ-Konzepts kann man auf zwei Arten methodisch, aber ohne Bezug auf die Frage der Alpha-Adjustierung begründen. Erstens besteht ein Widerspruch zwischen der Zunahme der Signifikanz und der Abnahme der Häufigkeit des Vorkommens von Anti-Typ-Pbn, d. h. der Existenz des Anti-Typs. Zur Vergegenwärtigung nehme man nur an, daß eine Null-Häufigkeit in einem multivariaten Zusammenhang mit gleichwahrscheinlichen Klassen und geeignetem N existiert und zu einer Typen-Identifikation führt (z. B. mit den 8 lexikographisch geordneten Häufigkeiten eines  $2 \times 2$ -Planes: 0, 125, 100, 75, 150, 25, 50, 75). Man kann dann finden, daß statistische Signifikanz der betreffenden Konfiguration mit Null-Häufigkeit und die Nicht-Existenz von Individuen (wegen der

Null-Häufigkeit) zusammen auftreten. Zweitens könnte man die Probanden eines tatsächlich besetzten Anti-Typs aber auch als Produkte der Meßungenauigkeit in den Variablen A, B, C ausgeben. Die Reliabilitätsfrage der Messungen auf den Einzelvariablen wird in der Anwendung der KFA im allgemeinen nicht berücksichtigt. Man steht also vor der Frage, ob ein nicht existierender, aber statistisch gesicherter Anti-Typ eine Analogie zum Periodensystem der Elemente darstellt, mit dem Mendelejew 1869 auf noch unentdeckte Elemente hinwies oder ob die nicht auftretenden Pbn einer statistisch gesicherten Anti-Typ-Konfiguration lediglich die hohe Reliabilität der betreffenden typ-bildenden Variablen-Messungen demonstrierten.

Von Lienert (1978) und Krauth (1983) wird aber der heuristische, d.h. typologische Erkenntnisse fördernde Charakter des Verfahrens der KFA unterstrichen. Dieser könnte trotz der dargestellten Probleme auch hinsichtlich des Anti-Typs vorhanden sein, weil der dargestellte Null-Häufigkeiten-Extremfall klar erkennbar und daher im Grunde unproblematisch ist. Hier stellt sich aber grundsätzlich die Frage, was eigentlich der Terminus „Anti-Typ“ bedeutet. Zwei Bedeutungen erscheinen möglich. Zunächst kann „Anti“ als geometrisch im mehrdimensionalen Raum, jedoch nicht unbedingt im euklidischen, interpretiertes Konzept aufgefaßt werden. Dann müßten „Anti-Typen“ in Konstellationen, die bezüglich gewisser Merkmale den „Typen“ in irgendeiner Weise räumlich entgegengesetzt sind, zu finden sein. Außerdem kann „Anti“ als erwartungs-bezogenes Konzept verstanden werden, wo der „Anti-Typ“ durch die konsistente Ungewöhnlichkeit seines Verhaltens zu bestimmen wäre. Diese Untersuchung nimmt sich daher diese beiden Anti-Typ-Interpretationen, die geometrische und die der konsistenten Andersartigkeit, zum Gegenstand.

Die Bestätigung der mit der KFA aufgestellten konkreten Hypothese eines Anti-Typs und das Verständnis seines Wesens kann natürlich nicht durch statistische Methoden, wie der Alpha-Niveau-Adjustierung, erreicht werden. Vielmehr bedarf es anderer statistischer Absicherungen oder sogar weiterführender psychologischer Erkenntnisse, die aus der gewonnenen Hypothese eines Anti-Typs entstehen, um den heuristischen Charakter des KFA-Verfahrens auch in Hinsicht auf das Anti-Typ-Konzept zu demonstrieren. Naheliegend ist die Vermutung, daß eine derartige „inhaltliche“ Validierung von Anti-Typen mit Hilfe weiterer Variablen möglich sein könnte, die nicht schon direkt zur Gewinnung der typologischen Hypothese verwendet wurden. Mit Hilfe von Therapiemotivations-Typen und Therapiemotivations-Anti-Typen, von deren Mitgliedern gleichzeitig Daten des FPI vorlagen, soll im folgenden eine inhaltliche Diskussionsgrundlage für die empirische Begründung der psychologischen Validität von Anti-Typen im Sinne der KFA gegeben werden. Dieser Versuch ist exemplarisch zu verstehen, weil auch ein etwaiger Mißerfolg dieser Studie in der Sache nicht als prinzipielle Ausräumung des Gedankens der Validierung von KFA-Anti-Typen zählen würde, sondern selbst dann in anderen Problembereichen ähnliche inhaltliche Untersuchungen angebracht und außerdem dort erfolgreich untersuchbar sein könnten.

## Ergebnisse

### A) Anti-Typen in der KFA

#### *I. KFA von Problemsichtweisen im Zusatzfragebogen zur Therapiemotivation*

Eine Konfigurationsfrequenzanalyse von aus einem Zusatzfragebogen erlangten Personen-Indices für Ursachen-attribuierende und Änderungen-kontrollierende Problemsichtweisen wurde durchgeführt. Das Vorgehen zur Erfassung der Problemsichtweisen wurde beschrieben von Steller und Hommers (1977), die damit zwei Stichproben von 207 Berufsschülern und 211 Jugendgerichtlich-Inhaftierten hinsichtlich ihrer Kognitionen zur Therapiemotivation (TM) untersuchten. Auch hier wählten die Pbn (187 Jugendgerichtlich-inhaftierte und 361 Polizei-Anwärter eines vergleichbaren Altersbereichs zwischen 17 und 21 Jahren) die auf sie zutreffenden Beschreibungen von persönlichen „Problemen“, die auf 69 Karten aufgedruckt waren, aus. Diese ausgewählten „Probleme“ wurden dann jeweils einzeln mit einem Zusatzfragebogen hinsichtlich verschiedener Fragen näher durch die Pbn bezeichnet. Die zwei aufgrund des Ergebnisses der insgesamt 6-faktoriellen KFA interessierenden Fragen waren zur:

1) Ursachen-Attribution von Problemen, wo auf die Frage „Wer hat am meisten Schuld?“ geantwortet werden konnte: „Ich selbst“ (LD = Leidensdruck) oder „Andere Personen oder Umstände“ (UZ = Unzufriedenheit);

2) Änderungen-Kontrolle von Problemen, wo auf die Frage „Wer muß sich zuerst ändern?“ geantwortet werden konnte: „Ich selbst“ (ÄW = Änderungswunsch) oder „Andere Personen oder Umstände“ (HW = Hilfewunsch).

Außerdem wurde im Zusatzfragebogen noch nach der Problemintensität (4stufige Skala) und nach der Erfolgserwartung (4stufige Skala) gefragt. Die Häufigkeiten der jeweiligen Beantwortungen zu den vier Fragen wurden relativiert zur individuellen Problem-Anzahl, wodurch sich je Proband entsprechende Personen-Indices mit Werten zwischen Null und Eins ergaben. Anhand der Mediane der Verteilungen dieser Personen-Indices und der individuellen Problemanzahl in der totalen Stichprobe von 548 Pbn erfolgte die mehrfache Dichotomisierung, deren Häufigkeitsverteilung mit der KFA in ihre  $\text{Chi}^2$ -Komponenten zerlegt wurde. Es stellte sich aber heraus, daß die Fragen zur Ursachen-Attribution und zur Änderungen-Kontrolle ca. 80% der Gesamtkontingenz der sechs Variablen (einschließlich der Problemhäufigkeit und der Pbn-Gruppe) aufklärten. Daher beschränkte sich die weitere Auswertung auf die zweivariate Lösung mit den Antworten zur Ursachen-Attribution und zur Änderungen-Kontrolle, obwohl damit die besondere Stärke der KFA, die typologische Berücksichtigung non-additiver Zusammenhänge, nicht ausgenutzt wurde.

In dem so bestimmten Ansatz ergaben sich die vier Gruppen über- bzw. unterdurchschnittlicher Ausprägung der Personen-Indices, wie sie in Tabelle 1 ersichtlich sind. Die oberste Zeile „LD & ÄW“ der Tabelle 1 bezeichnet z. B. die beobachteten, bzw. erwarteten Häufigkeiten und die statistischen Prüfwerte für solche Pbn, die (Median-bezogen) überdurchschnittlich oft ihre Probleme als selbst-verursacht und als selbst die Änderung des Problems kontrollierend beschrieben.

Tabelle 1:

KFA-Ergebnis zur Beantwortung der Frage „Leidensdruck oder Unzufriedenheit“ (LD oder UZ) und zur Beantwortung der Frage „Änderungswunsch oder Hilfewunsch“ (ÄW oder HW) durch 187 Jugendgerichtl.-Inhaftierte und 361 Polizeidienst-Anwärter<sup>a)</sup>.

Dichotomisierte Merkmals-Kombinationen	Beobachtete Häufigkeit	Erwartete Häufigkeit	CHI <sup>2</sup>
LD, ÄW	207	132.88	41.34 <sup>b)</sup>
LD, HW	72	146.12	37.60 <sup>b)</sup>
UZ, ÄW	54	128.12	42.88 <sup>b)</sup>
UZ, HW	215	140.88	38.99 <sup>b)</sup>

a) Diese Gruppen unterschieden sich im dargestellten Sachverhalt nicht, da das hierarchische CHI<sup>2</sup> für die Dreier-Interaktion 0.71, bei df = 1, betrug.  
b)  $p < 0.001/4$

Die Chi2-Aufteilung nach den Erwartungen von den Randwahrscheinlichkeiten ist in der Tabelle 1 in der rechten Spalte für jede Zeile zu finden. Daraus geht hervor, daß einerseits unerwartet viele Pbn die Merkmalskombination LD & ÄW (Ursache und Änderungskontrolle des Problems liegen in mir) bzw. UZ & HW (Ursache und Änderungskontrolle des Problems liegen in anderen oder anderem) zeigten und daß andererseits unerwartet wenige Pbn die beiden anderen Merkmalskombinationen äußerten. Da jedes Chi2 zu diesen Kombinationen weit über die Bonferoni-adjustierten Irrtumsschranken hinausreichte, lagen nach der Logik von Lienert (1978, S. 535) zwei Typen und zwei Anti-Typen (LD & HW und UZ & ÄW) zur Attribuierung und Kontrolle von persönlichen Problemen vor.

Bemerkenswert bleibt ferner, daß die Interaktion mit der Gruppenzugehörigkeit, „Jugendgerichtlich-Inhaftierte“ bzw. „Polizisten-Anwärter“, eindeutig unwesentlich war. Das belegte der hierarchische Chi2-Wert von 0.71 bei df = 1. Die beiden Typen und die beiden Anti-Typen erschienen demnach gruppenunspezifisch. Demgegenüber unterschieden sich die Gruppen in der Häufigkeit ausgewählter Probleme. Polizisten-Anwärter wählten durchschnittlich weniger Probleme aus als Inhaftierte.

## II. Vergleich der FPI-Werte der vier KFA-Pbn-Gruppen

Mit Hilfe der zugleich erhobenen Beantwortungen des Freiburger Persönlichkeitsinventars (FPI) von *Fahrenberg et al.* (1973) wurden die entstandenen Pbn-Gruppen von Typen und Anti-Typen einander in anderen Selbstbeschreibungsmerkmalen multivariat gegenübergestellt. Da die Jugendgerichtlich-Inhaftierten den FPI im Durchschnitt anders beantworteten als Nicht-Inhaftierte und die offenbar gruppenunspezifisch existierende KFA-Typologie der Problem-Attribuierungen und der Problem-Kontrolle nicht zuließ, die spezifische Andersartigkeit in anderen Instrumenten zu vernachlässigen, wurden die FPI-Profile der vier KFA-typologischen Gruppen getrennt für die Inhaftierten und für die Polizisten-Anwärter unter Verwendung eines MANOVA-Programms (*H. Fillbrandt, Kiel*) analysiert.

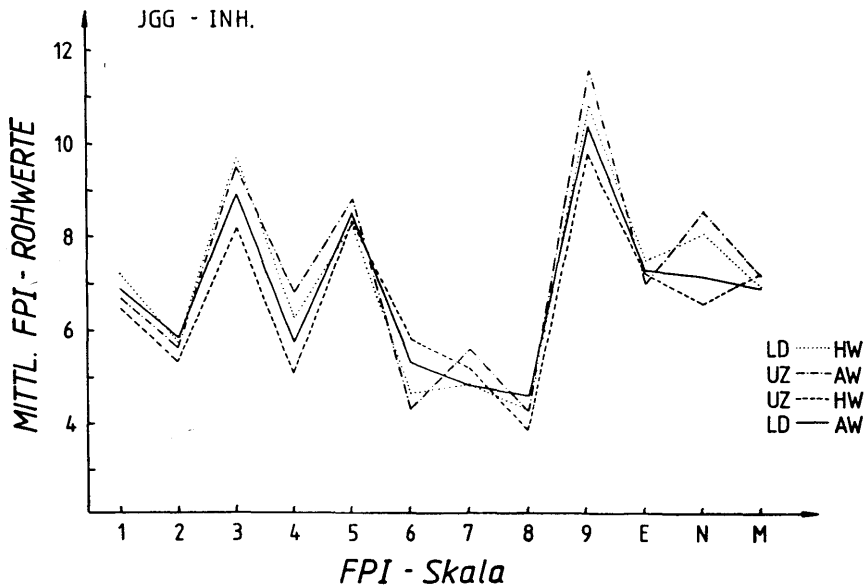


Abbildung 1: Mittlere FPI-Rohwerte der vier KFA-typologisch gewonnenen Gruppen von Jugendgerichtlich-Inhaftierten (JGG-INH.) mit unterschiedlichen Problem-Beschreibungen

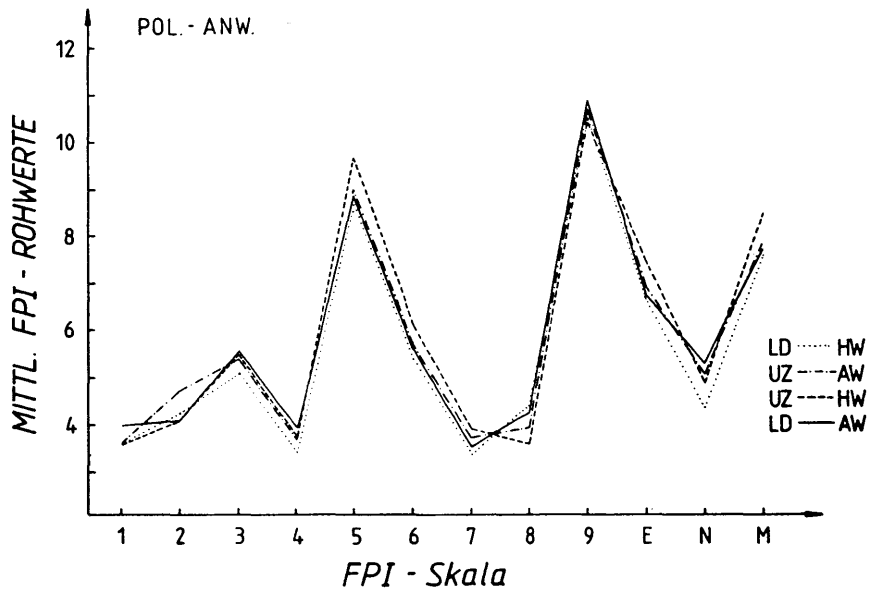


Abbildung 2: Mittlere FPI-Rohwerte der vier KFA-typologisch gewonnenen Gruppen von Polizisten-Anwärtern (Pol.-Anw.) mit unterschiedlichen Problem-Beschreibungen.

#### a) Jugendgerichtlich-Inhaftierte

Die Abbildung 1 zeigt die mittleren FPI-Skalen-Rohwerte der vier KFA-Gruppen der Jugendgerichtlich-Inhaftierten. Die globale MANOVA-Statistik war statistisch nicht gesichert, Wilks' (1932)  $\Lambda = .769$ ,  $F(36,485) = 1.25$ ,  $p < .153$ . Dadurch erschienen die vier Gruppen der Jugendgerichtlich-Inhaftierten global gesehen nicht unbedingt verschieden. Die Abbildung 1 verweist auf die vornehmlichen Anteile in der in den einzelnen Skalen-Mittelwerten sichtbaren Gruppen-Unterschiedlichkeit. Die vier KFA-typologisch gewonnenen Gruppen der Inhaftierten erschienen statistisch ( $p < .05$ ) verschieden in FPI 4 (Erregbarkeit), FPI 6 (Gelassenheit), FPI 9 (Offenheit) und in FPI N (Emotionale Labilität).

#### b) Polizisten-Anwärter

Die Abbildung 2 zeigt die mittleren FPI-Skalen-Rohwerte der vier KFA-Gruppen der Polizisten-Anwärter. Die MANOVA-Global-Statistik sprach klar für Unterschiedlichkeit der vier Gruppen hinsichtlich dieser FPI-Werte Wilks (1932)  $\Lambda = .847$ ,  $F(36,1017) = 1.64$ ,  $p < .01$ . Jedoch waren hier nur zwei Skalen im univariaten Post-Test auf dem 5%-Niveau zu sichern: FPI 8 (Gehemmtheit) und die Maskulinitäts-Skala differenzierten zwischen den vier KFA-typologisch gewonnenen Gruppen der Problem-Attribution und -Kontrolle bei den Polizisten-Anwärtern. Außerdem differenzierten sie auf dem 10%-Niveau noch in FPI 5 (Geselligkeit) und FPI E (Extraversion).

Der Vergleich von Abbildung 1 und Abbildung 2 kann die durchschnittlichen Unterschiede in den Profilen der Inhaftierten und der Polizisten-Anwärter demonstrieren. Signifikante ( $p < .05$ ) Unterschiede der Skalen-Rohwerte bestanden zwischen diesen beiden Pbn-Gruppen in acht der 12 FPI-Skalen und nur in den Skalen FPI 6 (Gelassenheit), FPI 8 (Gehemmtheit), FPI 9 (Offenheit) und FPI E (Extraversion) nicht.

### III. Multidimensionale Skalierung MDS der vier FPI-Gruppen-Profile

Das  $D^2$  nach Mahalanobis (1936) erlaubte, die Profil-Distanzen der vier KFA-typologisch gewonnenen Gruppen unter Berücksichtigung der Skalen-Interkorrelationen abzuschätzen. Die sich ergebende Distanzmatrix wurde multidimensional nach Guttman (1968) skaliert. Wiederum erfolgt die Ergebnis-Darstellung separat für die Inhaftierten und für die Polizisten-Anwärter. Die Abbildung 3 zeigt die flächenmäßige Anordnung der KFA-Gruppen beider Pbn-Gruppen auf zwei inhaltlich jeweils nicht beschriebenen Dimensionen.

#### a) Der Jugendgerichtlich-Inhaftierte

Der obere Teil der Abbildung 3 stellt die Distanzen der Jugendgerichtlich-Inhaftierten dar. Man sieht, daß die Distanz zwischen den Anti-Typ-Gruppen LD & HW und UZ & ÄW die geringste ist und daß diese beiden Gruppen relativ weit von den beiden Typ-Gruppen, die mit LD & ÄW- bzw. UZ & HW-Kombinationen im Problem-Zusatzfragebogen antworteten, entfernt sind.

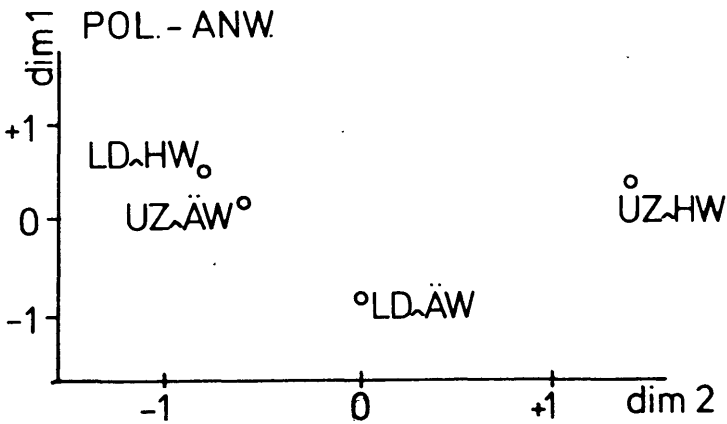
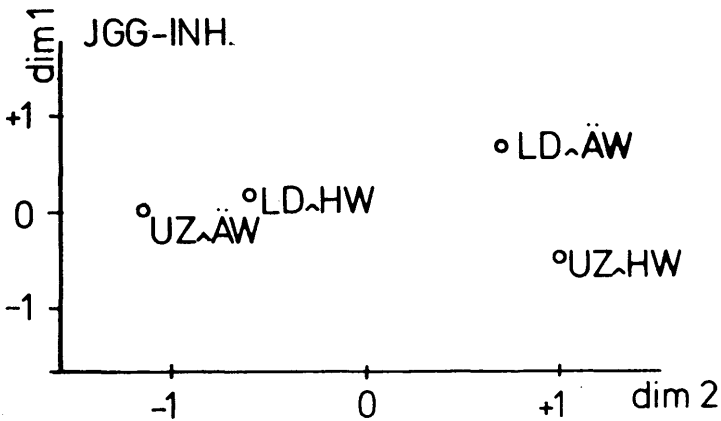


Abbildung 3: Geometrische Darstellung der Distanzen der Profile von FPI-Rohwerten jeweils für die vier KFA-typisch gewonnenen Gruppen der Jugendgerichtlich-Inhaftierten (oberer Teil) und der Polizisten-Anwärtern (unterer Teil).

#### b) Polizisten-Anwärter

Der untere Teil der Abbildung 3 stellt die Distanzen der Polizisten-Anwärter dar. Auch hier ist die Distanz zwischen den Anti-Typ-Gruppen LD & HW und UZ & ÄW am kleinsten, und auch hier sind diese beiden Gruppen relativ weit von den beiden Typ-Gruppen entfernt. Im Unterschied zum oberen Teil erscheint die UZ & HW-Gruppe der Polizisten-Anwärter aber relativ weiter von der LD & ÄW-Gruppe entfernt, als sie es bei den Jugendgerichtlich-Inhaftierten ist.



Die Aussagen der beiden Teile der Abbildung 3 zusammenfassend kann zweierlei zur Frage des Anti-Typus herausgestellt werden. Erstens scheint die Aufrechterhaltung zweier Anti-Typen-Gruppen aufgrund der FPI-Beantwortungen ungerechtfertigt. Hinsichtlich der dem FPI zugrundeliegenden Persönlichkeitsstruktur sind diese Anti-Typen eher als gleich zu bezeichnen. Sie haben, wie bei den Jugendgerichtlich-Inhaftierten deutlich zu erkennen war, niedrigere Gelassenheitswerte (FPI 6), höhere Depressivitätswerte (FPI 3), höhere Erregbarkeitswerte (FPI 4), höhere Offenheitswerte (FPI 9) und höhere Neurotizismuswerte (N).

Zweitens scheint der als Konsequenz post-hoc aus den beiden einzelnen Anti-Typ-Gruppen konstruierbare Gesamt-Anti-Typ nicht in gleicher Weise räumlich von den beiden Typen abgrenzbar. Offensichtlich ist der post-hoc entstandene Gesamt-Anti-Typ der Typ-Gruppe LD & ÄW im FPI-Profil näher als der Typ-Gruppe UZ & HW. Daraus ergibt sich die Folgerung, daß der Gesamt-Anti-Typ der Attribuierung und Kontrolle eher dem Typ der Fremd-Attribuierung und Fremd-Änderungs-Kontrolle entgegengesetzt ist.

Jedoch gibt es auch einen geringfügigen Unterschied zwischen Jugendgerichtlich-Inhaftierten und Polizisten-Anwärtern im Ergebnis der MDS-Skalierung der FPI-Profile. Bei den Inhaftierten erscheint die Distanz des Gesamt-Anti-Typs zu den Typen im FPI-Profil relativ größer als bei den Polizisten. Gemessen an der Distanz zwischen den Typen-Profilen erscheint sie bei den Inhaftierten zweimal so groß und bei den Polizisten nur halb so groß. Daraus erklärt sich auch, daß die Abbildungen der FPI-Profile bei den Inhaftierten deutlicher unterschiedlich ausfallen als bei den Polizisten.

Diese Ergebnisse lassen sich nicht nur in Hinsicht auf das Anti-Typen-Konzept betrachten. Sie sind auch in bezug auf den Stand und auf die Methode der Forschung zur Psychotherapie-Indikation von Interesse. Da eine ausführliche Diskussion unterbleiben muß, soll nur die entscheidende Folgerung angegeben werden. Zielke (1982) korrelierte einen von Pbn selbst eingeschätzten Änderungskontrollwert für eigene Anstrengungen zur Problemabhilfe mit FPI-Daten einer Klienten- und einer „Normalen“-Stichprobe. Das hier berichtete MDS-Ergebnis weist darauf hin, daß das von Zielke (1982) eingeschlagene Vorgehen zwei entscheidende Mängel haben könnte. Erstens ergibt möglicherweise erst die Verbindung der Änderungskontrolle mit der Ursachen-Attribution Aufschluß über die bestehenden Beziehungen von Indikationsvariablen zu Persönlichkeitskonstrukten. Zweitens ist u. U. eine korrelative Analyse wegen der zweidimensionalen Konfiguralität der Merkmale unangebracht, während ein typologischer Ansatz diesem Umstand gerecht werden könnte.

#### *IV. Kritik an der KFA-Typologie des 2 x 2-Fragenplanes*

Angesichts der Schlußfolgerung, daß die Pbn der beiden KFA-Anti-Typen zu einem Gesamt-Anti-Typ im FPI-Profil verbunden werden könnten, erschien die Frage angebracht, ob es sich bei diesen Pbn um eine „Restgruppe“ handelte. Hierbei wäre

„Restgruppe“ nicht zu verstehen als Gruppe von Pbn, die aus Reliabilitätsmangel in den die KFA-Typologie begründenden Messungen der Therapiemotivation entstanden sind. Dies erschiene aufgrund der MDS-Anordnungen der beiden FPI-Profile nicht sinnvoll. Die beiden Anti-Typen hätten dann z. B. (linear gesehen) zwischen den Typen in der MDS von FPI-Profilen liegen müssen. Jedoch ist diese „Restgruppe“ möglicherweise eine Mischung aus echten Anti-Typen, die in der MDS örtlich zu recht außerhalb der Verbindungslinie der Typen liegen würden, aus der möglicherweise daneben existierenden unreliabilitäts-bedingten Restgruppe oder weiterhin aus einer Gruppe von Pbn, die den Zusatzfragebogen „unauffällig“ beantworteten. Hier versagt die KFA des  $2 \times 2$ -Fragenplanes eindeutig in der Differenzierungsmöglichkeit.

Die KFA würde zwar eine Lösung anbieten können, wenn nicht alle unterrepräsentierten Klassenkombinationen aufgrund des zugehörigen signifikanten (nach Alpha-Niveau-Adjustierungen)  $\chi^2$ -Wertes zu Anti-Typen erklärt werden müßten. Das ist häufig der Fall, wenn mehr als zwei klassenbildende Variablen existieren oder wenn die beiden Variablen mehrkategorial unterteilt sind. Jedoch stellt sich auch dann noch die grundsätzliche Problematik ein, die unreliabilitäts-bedingten Anti-Typ-Pbn von den echten Anti-Typ-Pbn zu unterscheiden. Der folgende Abschnitt stellt eine angesichts der vorliegenden Meßwiederholungsdaten mögliche Vorgehensweise dar, die dieses Problem löst. Die im Prinzip hier auch mögliche mehrkategoriale KFA-Lösung, z. B. mit Quartil-Aufteilungen der Personen-Indices, unterblieb, weil das eingeschlagene Verfahren der MKK-BKK-Kombination (multinominale Bayes-Statistische Konfigurale Klassifikation) vermied, zunächst (nach zweivariater mehrkategorialer Aufteilung) verschieden klassifizierte Pbn, die alle nur das eine gemeinsam hatten, daß ihre Häufigkeiten nicht durch das Überschreiten eines statistischen Kriteriums ausgezeichnet wurden, genau aus diesem Grunde wieder zu einer Gesamt-Restgruppe zusammenzulegen.

## B) Anti-Typen und Restgruppe in der BKK

Eine grundsätzliche Antwort auf das vorgenannte Problem die gibt die MKK und BKK abgekürzte Vorgehensweise von Hommers (1978), die allerdings das Vorliegen von Meßwiederholungsdaten voraussetzt. Die KFA gewinnt hier die Rolle der heuristisch leitenden Vor-Auswertung der Daten, da die Kombination von MKK und BKK nur schwer in der Lage gewesen wäre, eine Entscheidung über das Differenzierungsniveau der typologischen Analyse und die Charakterisierung der gebildeten Gruppen mit oder ohne „Anti“ zu fällen. Ist aber die typologische Hypothese über zu bildende Typen und Anti-Typen auf empirischer Basis mit Hilfe der KFA begründet, kann die MKK-BKK-Kombination auf der statistischen Absicherung aufbauend zwischen echten Anti-Typen und der Restgruppe, aber auch zwischen echten Typen und Restgruppe formal unterscheiden.

### *1. MKK und BKK von Problemsichtweisen*

Zwei wesentliche Gedanken der Verfahrenskombination von MKK und BKK führten zu den Klassifizierungen der Pbn in die 5 Gruppen der Problemsichtweisen, deren Gruppenumfänge in der Tabelle 2 für die Jugendgerichtlich-Inhaftierten und

für die Polizisten-Anwärter aufgelistet sind. Folgend wird das Verfahren kurz beschrieben, um zu verdeutlichen, daß von dem Verfahren sowohl die Forderung Sterns (1911, S. 197) „die Feststellung von Typen erfolgt durch inter-individuellen Vergleich intra-individueller Dispositionsverhältnisse“ als auch das allgemeine Typus-Konzept erfüllt werden: „Ein Mensch, der alle Merkmale seiner Gruppe in besonders ausgeprägter Weise besitzt“ (Rohracher, 1969, S. 14). Mit diesem Typus-Konzept stimmte Lienert (1971, S. 111) überein.

Weiterhin werden dadurch zwei kommentierende Hinweise auf die MKK-BKK-Kombination ergänzt. Janke (1982, S. 391) faßte das Verfahren als „Anwendung“ der Konfigurationsfrequenzanalyse auf. Krauth (1983, S. 466) stellte es als einen alternativen Ansatz zur „Mehrstichproben-KFA“ mit wiederholten Antwortvektoren dar und hob die Annahme der Unabhängigkeit der Beantwortung der Zusatzfragen von Problem zu Problem hervor. Die Zitate Sterns und Rohrachers zum Typen-Begriff scheinen die Intention des Verfahrens zu treffen, Janke (1982) und Krauth (1983) dagegen das methodisch Charakteristische.

Der erste Schritt bezieht sich auf die Aussonderung statistisch auffälliger Pbn hinsichtlich ihrer Problemsichtweisen. Hat zum Beispiel ein Pb von 10 auf ihn zutreffenden Problemen mindestens 8 einheitlich in den beiden Fragen zur Ursachen-Attribuierung und zur Änderungen-Kontrolle mit LD und ÄW, also selbstattribuierend und -kontrollierend, beschrieben, dann erscheint dies unter Bezug auf eine Grundwahrscheinlichkeit für „LD & ÄW“-Antworten von  $p = .5$  aufgrund der Binomialverteilung unwahrscheinlich. Das Verfahren läßt sich außerdem allgemeiner unter Anwendung der Multinomialverteilung durchführen. Deswegen wird der erste Schritt der MKK-BKK-Kombination „Multinominale Konfigurale Klassifikation“ genannt.

Im zweiten Schritt wird versucht, die, an dem gewählten „Auffälligkeits“-Kriterium der MKK gemessen, nicht „auffällig“ geltenden Pbn den entstandenen Gruppen trotzdem zuzuordnen, wobei die Ähnlichkeit ihrer Problemsichtweisen mit den durchschnittlichen Problemsichtweisen der im ersten Schritt entstandenen „Auffälligen“-Gruppen ausgenutzt wird. Dies geschieht aufgrund des Bayes-Theorems. Dieses erlaubt, die jeweiligen Zuordnungs-Wahrscheinlichkeiten als Maß der „Ähnlichkeit“ zwischen individuellem Problemsichtweisen-Vektor und vorgefundenen durchschnittlichen Problemsichtweisen-Vektoren der „Auffälligen“-Gruppe zu bestimmen. Eine eingehende methodische Darstellung gibt Hommers (1978). Zusammenfassend kann das Vorgehen als eine statistisch geleitete Aussonderung von multiplen Extremgruppen bezeichnet werden.

Tabelle 2: Vergleich der MKK-Ergebnisse mit den BKK-Ergebnissen und mit den KFA-Ergebnissen.

Fragen- Beantwortung	MKK		BKK		KFA	
	Jugend- gerichtl.- Inhaftierte	Polizisten- Anwärter	Jugend- gerichtl.- Inhaftierte	Polizisten- Anwärter	Jugend- gerichtl.- Inhaftierte	Polizisten- Anwärter
LD, ÄW	32	35	49	102	64	143
LD, HW	13	5	18	32	21	51
UZ, ÄW	15	13	26	44	17	37
UZ, HW	36	16	45	47	85	130
Rest	111	292	49	136	entfällt	entfällt
$\Sigma$	187	361	187	361	187	361

Die Tabelle 2 stellt das Ergebnis der MKK und BKK im Vergleich zur KFA-Klassifikation der Pbn dar. Man sieht im mittleren Teil der Tabelle 2, daß auch mit dem Verfahren der BKK Pbn in die beiden Anti-Typ-Klassen der KFA eingeordnet wurden. 50 Pbn sehen ihre Probleme in charakteristischer Weise als selbst verursacht und fremd-kontrolliert an, und 70 Pbn sehen sie als fremd-verursacht und selbst-kontrolliert an. Das sind ungefähr so viele Pbn, wie in der KFA (rechter Teil von Tabelle 2) in die Anti-Typ-Klassen zugewiesen wurden.

Erheblich verringert wurden aber die Häufigkeiten der KFA-Typen (von 207 auf 151 bzw. von 215 auf 92) und besonders des Typs, der seine Probleme für fremd-verursacht und fremd-kontrolliert hielt. Bei 185 Pbn gab es im Verfahren der BKK keine Rechtfertigung, sie aufgrund ihrer Problemsichtweisen einer typologisch charakteristischen Gruppe zuzuordnen.

Für die spätere Einschätzung der Aussagen der BKK zur Frage des Anti-Typus ist neben der in den folgenden Abschnitten berichteten Zusammenhänge auch der Vergleich mit den Ergebnissen der klassisch-statistischen Vorstufe, der MKK (im linken Teil von Tabelle 2), von Interesse. Die beiden Spalten des linken Teils von Tabelle 2 besagen, daß Pbn in die KFA-Typen häufiger von der MKK zugeordnet wurden als in die KFA-Anti-Typen und daß Unterschiede in den relativen Klassifikationshäufigkeiten zwischen Jugendgerichtlich-Inhaftierten und Polizisten-Anwärtern bestanden. Bei den Polizisten-Anwärtern wurde nur in die LD & ÄW-Gruppe mehr Pbn eingeordnet, als zufällig aufgrund des gewählten Irrtumsniveaus von  $p < .05$  zu erwarten waren ( $N_{\text{erw.}} = 18$ ). Bei den Jugendgerichtlich-Inhaftierten waren in alle Gruppen mehr Pbn als erwartet ( $N_{\text{erw.}} = 9$ ) zugeordnet. Wegen der geringeren Problemhäufigkeit bei den Polizisten beruhte dieser Unterschied vermutlich auf der dann geringeren statistischen Power der MKK, was im BKK-Ergebnis insofern deutlich wurde, als drei der typologischen Klassen etwa gleich stark wie bei den Inhaftierten besetzt waren. Lediglich die UZ & ÄW-Gruppe der Polizisten war erheblich seltener (13% statt 24%) als bei den Inhaftierten zugeordnet worden. Im übrigen unterschieden sich die MKK-Klassifizierungshäufigkeiten der Inhaftierten nicht von den bei Steller und Hommers (1977, S. 273) berichteten ( $\text{Chi}^2 = 2.00$  bei  $df = 4$ ), während sich die dortigen Häufigkeiten für Berufsschüler von den hier erlangten für Polizisten unterschieden ( $\text{Chi}^2 = 18.88$  bei  $df = 4$ ). Schließlich erwies sich das Klassifikationsergebnis der MKK dem der BKK insofern unterlegen, als der sogenannte „reproduzierende“ Modelltest (vgl. Hommers, 1978) nur beim BKK-Ergebnis nicht signifikant ausfiel ( $t = 4.93$  bei  $df = 59$  für die MKK und  $t = 1.59$  bei  $df = 74$  für die BKK). Daher wird im folgenden mit dem Ergebnis der BKK weitergearbeitet.

## *II. Vergleich KFA-Klassifizierung mit BKK-Klassifizierung*

Die Tabelle 3 stellt mit ihren kreuz-klassifizierten Eintragungen den Vergleich der Klassifikationen nach KFA und BKK pro Pb dar. Man sieht an der umrahmten Diagonalen, daß 292 von 548 Pbn durch beide Verfahren der gleichen typologischen Gruppe zugeordnet wurden. Das heißt, die durchschnittliche klassifikatorische Objektivität betrug 53%. Die klassifikatorische Objektivität der Typ-Gruppen (71% und 42% unter Bezug auf die KFA-Häufigkeiten) war größer als die klassifikatorische

Tabelle 3: Vergleich der Ergebnisse aus der KFA-Klassifikation der durchschnittlichen Beantwortung zweier Fragen zur Behandlungsmotivation und aus der Bayes-statistischen konfiguralen Klassifikation (BKK)

		BKK-Zuordnung					$\Sigma$
		LD, ÄW	LD, HW	UZ, ÄW	UZ, HW	Rest	
KFA-Zuordnung	Fragen Beantwortung						
	LD, ÄW	148	5	7	1	45	207
	LD, HW	2	18	2	0	50	72
	UZ, ÄW	0	2	35	0	17	54
	UZ, HW	1	25	26	91	72	215
$\Sigma$		151	50	70	92	185	548

Objektivität der Anti-Typ-Gruppen (25% und 65%). Insbesondere LD & ÄW-Pbn könnten als „dubiose“ Anti-Typ-Gruppe gelten.

Die verbleibenden Pbn wurden einerseits der Restgruppe zugeordnet (185 von 256 Verbleibenden), andererseits aber auch anderen typologischen Gruppen zugeordnet als in der KFA per Median-Aufteilung. Letzteres traf hauptsächlich auf Pbn mit nach der KFA fremd-attribuierten und fremd-kontrollierten (UZ & HW) Problem-sichtweisen (52 von 71 typologischen Umklassifizierungen) zu.

Aus den KFA-typologischen Gruppen wurden relativ am meisten Pbn der Restgruppe der BKK zugeordnet, wenn sie die KFA per Median-Aufteilung als Pbn darstellte, die ihre Probleme charakteristisch selbst-verursacht und fremd-kontrolliert auffaßten (ca. 70%). Dagegen relativ am wenigsten (ca. 20%) Zuweisungen in die BKK-Restgruppe erfolgten bei Pbn, die von der KFA per Median-Aufteilung als Pbn dargestellt wurden, die ihre Probleme als selbst-verursacht und selbst-kontrolliert beschrieben.

Angesichts der Umklassifizierungen erscheint die folgend dargestellte multidimensionale Skalierung der Profildistanzen der 5 BKK-Gruppen nicht nur hinsichtlich der Lage der Restgruppe zu den beiden Typen und zu den beiden Anti-Typen, sondern auch hinsichtlich der Lage der 4 typologischen Gruppen zueinander von Interesse.

### III. MDS-Skalierung der FPI-Gruppenprofile der 5 BKK-Gruppen

Die Abbildung 4 stellt das Ergebnis der zweidimensionalen Skalierung der Distanzen ( $D^2$  nach Mahalanobis, 1936) der je 5 FPI-Gruppenprofile der Jugendgerichtlich-Inhaftierten und der Polizisten-Anwärter graphisch dar.

Man sieht im Vergleich des oberen Teils von Abbildung 4 für die Jugendgerichtlich-Inhaftierten mit dem unteren Teil für die Polizisten-Anwärter zwei räumlich unterschiedliche Anordnungen: Eine eher kreisförmige Anordnung für die Jugendgerichtlich-Inhaftierten und eine eher halbkreisförmige für die Polizisten-Anwärter.

Die globale augenfällige Unterschiedlichkeit der beiden graphischen Darstellungen ist aber zu ergänzen durch die spezifischen Fragestellungen. Von Interesse sind an den beiden Teilen der Abbildung 4 einerseits die Lage der Restgruppe im Verhältnis zu den Typen und Anti-Typen und andererseits die Lage der Anti-Typen im Verhältnis zu den Typen.

Inferenzstatistisch ließen sich die FPI-Profile der jeweils 5 BKK-Gruppen global weder für die Jugendgerichtlich-Inhaftierten, Wilks' (1932)  $\Lambda = .78$ ,  $F(48,657) = .91$ ,  $p < .64$  noch für die Polizisten-Anwärter, Wilks' (1932)  $\Lambda = .847$ ,  $F(48,1327) = 1.22$ ,  $p < .15$  sichern. Nur die jeweils größten Profil-Distanzen der beiden Pbn-Gruppen waren statistisch gesichert unterschiedlich. Das schränkt die Gültigkeit der folgenden graphischen Auswertungen zwar ein, aber ihr Ergebnis erscheint dennoch mitteilenswert wegen der unterschiedlichen Effekte, die die Restgruppen-Berücksichtigung durch die BKK hatte.

#### a) Jugendgerichtlich-Inhaftierte

Die Aussage des oberen Teils der Abbildung 4 wird dahin zusammengefaßt, daß die Restgruppe am ehesten mit dem FPI-Profil der UZ & ÄW-Gruppe übereinstimmt und diese beiden Gruppen im FPI-Profil zwei Typ-Gruppen mit einer im FPI-Profil typgemischten dritten Gruppe gegenüberstehen, die ihre Probleme in statistisch charakteristischer Weise durch LD & HW-Anworten beschrieb.

Das Profil der Restgruppe der Jugendgerichtlich-Inhaftierten erschien deutlich entfernt von den meisten der vier anderen BKK-Gruppen. Am dichtesten war es der Anti-Typ-Gruppe der Pbn mit fremd-attribuierten und selbst-kontrollierten Problemsichtweisen (UZ & ÄW). Weiterhin erschienen die beiden Typ-Gruppen (LD & ÄW und UZ & HW) in Abbildung 4 deutlicher getrennt als in Abbildung 3 bei der Darstellung der FPI-Profile der KFA-Gruppen. Erheblich unterschiedlich war jedoch die Lage der beiden Anti-Typ-Gruppen. Während in der KFA-Aufteilung der Pbn beide zusammen lagen, waren sie in der BKK-Aufteilung etwa genau so weit voneinander entfernt, wie es die FPI-Profile der beiden Typ-Gruppen in der BKK-Aufteilung waren. Dieser Unterschied beruhte hauptsächlich auf der Position der Anti-Typ-Gruppe mit selbst-attribuierten und fremd-kontrollierten (LD & HW) Problemsichtweisen. Das Profil dieser Gruppe der Jugendgerichtlich-Inhaftierten lag ungefähr zwischen den Profilen der beiden Typ-Gruppen. Die Ursache dieser erheblichen Lagen-Änderung kann unter Berücksichtigung von zwei Teilaussagen der Tabelle 3 erfolgen. Erstens wurde demnach die alte KFA-Anti-Typ-Gruppe LD & HW überwiegend aufgelöst. Ihre Pbn gelangten zu 70% in die Restgruppe. Zweitens setzte sich die BKK-Anti-Typ-Gruppe LD & HW hauptsächlich aus dem Rest der gleichbezeichneten KFA-Gruppe und einem zahlenmäßig größeren Anteil von umklassifizierten UZ & HW-Probanden der KFA-Klassifikation zusammen. Also mußte in der Gruppierung aufgrund der BKK eine relative Annäherung der LD & HW-Gruppe an die UZ & HW-Gruppe erfolgen.

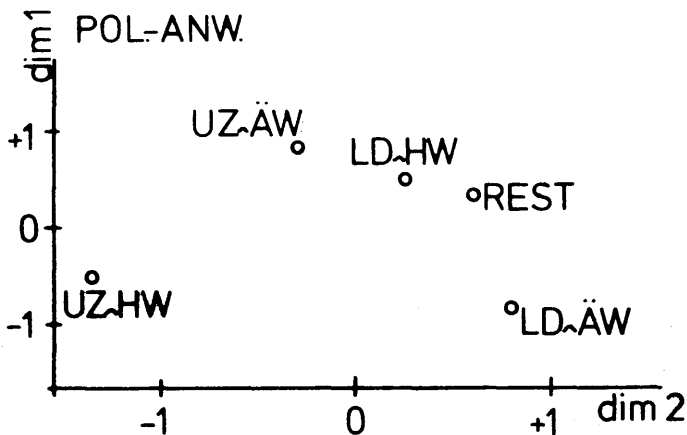
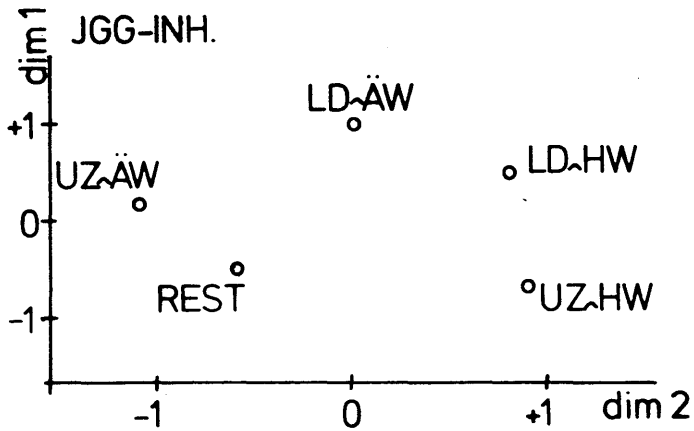


Abbildung 4: Geometrische Darstellung der Distanzen der Profile von FPI-Rohwerten jeweils für die fünf aufgrund der MKK-BKK-Kombination gewonnenen Gruppen der Jugendgerichtlich-Inhaftierten (oberer Teil) und der Polizisten-Anwärter (unterer Teil).

#### b) Polizisten-Anwärter

Bei den Polizisten-Anwärtern ergibt sich schon auf den ersten Blick eine andere Zusammenfassung der graphischen Ergebnis-Darstellung, da die große Profildistanz zwischen LD & ÄW und UZ & HW den unteren Teil der Abbildung 4 dominiert. Die FPI-Profile der drei anderen Gruppen erscheinen weiterhin in Abbildung 4 als relativ geschlossene Gruppe und liegen auf der dim- 2-Achse ungefähr zwischen den FPI-Profilen der Typ-Gruppen, auf der dim 1-Achse mit ungefähr gleichem Abstand zu beiden entfernt.

#### IV. *Schlußfolgerungen*

Demnach veränderte die Einführung der Restgruppe durch die BKK die Struktur der Profildistanzen der FPI-Skalen nur bei den Jugendgerichtlich-Inhaftierten. Während in der KFA-Gruppierung die beiden Anti-Typ-Gruppen als eine Gesamt-Gruppe den beiden Typ-Gruppen gegenübergestellt erschienen, ist dies in der BKK in zweierlei Weise in Frage gestellt. Die beiden Anti-Typ-Gruppen erscheinen hier im FPI-Profil unterschiedlich und der Anti-Typ-Charakter kann möglicherweise nicht mehr beiden zugesprochen werden: Für den einen (UZ & ÄW), weil eine enge Beziehung zur Restgruppe in den FPI-Profilen besteht; für den anderen (LD & HW), weil er eher zwischen den Typen im FPI-Profil zu liegen scheint als irgendwie entgegengestellt. Im Unterschied zu den Jugendgerichtlich-Inhaftierten veränderte die Einführung der Restgruppe durch die BKK offensichtlich die Struktur der Profildistanzen der Polizisten-Anwärter nicht, denn auch in den FPI-Profildistanzen der 4 typologischen KFA-Gruppen der Polizisten-Anwärter waren den beiden Typ-Gruppen die beiden Anti-Typ-Gruppen als eine Einheit gegenübergestellt.

### Diskussion

Die vorstehende Untersuchung war auf konzeptionelle Grundlagen hin orientiert. Auf die psychodiagnostischen Befunde oder Implikationen kam es dagegen nicht an. In letzterer Hinsicht sprechen die Abbildungen 1 und 2 für unterschiedliche Trennbarkeit der Therapiemotivations-Klassen auf den verschiedenen FPI-Skalen und zusätzlich für Abhängigkeit der skaleninternen Variabilität von den Probanden-Gruppen. Das fördert möglicherweise die Verwendung der Untersuchungsverfahren in der Selektion von Therapie-Geeigneten (vgl. die Bemerkung zu Zielke, 1982, im Abschnitt AIII zuvor).

Hinsichtlich der Orientierung auf konzeptionelle Grundlagen der differentiellen Psychologie und der Psychodiagnostik standen zwei Interpretationen des Anti-Typ-Begriffs zur Debatte: Die geometrische, auf dem Konzept der Distanz von Profilen beruhende, und die der konsistenten Andersartigkeit, bei der auf der Basis von Meßwiederholungen eine Bayes-statistische Klassifikation erfolgte. Insgesamt erbrachte die auf die Therapiemotivation bezogene Klassifikation der 548 Pbn aufgrund der Median-Dichotomisierung und des KFA-Ergebnisses ein für Polizisten und Inhaftierte weitgehend einheitliches Ergebnis hinsichtlich der geometrischen Interpretation der Distanzen der FPI-Profile. In beiden Pbn-Gruppen waren die beiden Typen-Profile klar von einem Gesamt-Anti-Typ-Profil zu unterscheiden. Dieser Gesamt-Anti-Typ stand am ehesten der Typ-Gruppe gegenüber, die ihre Probleme als selbst- verursacht, aber auch als selbst-kontrolliert beschrieb.

Hinsichtlich der Bayes-statistischen Vorgehensweise zur Trennung von Restgruppe und Gesamt-Anti-Typ ergab sich, daß diese andere methodische Vorgehensweise nur bei den Jugendgerichtlich-Inhaftierten die Stellung gerade einer Anti-Typ-Gruppe (LD & HW) veränderte, so daß die Gesamt-Anti-Typ-Hypothese nach der KFA-Klassifikation bei ihnen in Frage gestellt werden konnte. Man steht also



einerseits vor dem Befund, daß „geometrisch“ allenfalls für die Inhaftierten ein eigenständiger, d.h. von der Restgruppe erkennbar unabhängiger Anti-Typ der Therapiemotivation aufgrund der untersuchten Persönlichkeitsvariablen vorlag, und andererseits vor dem Befund, daß in beiden Pbn-Gruppen (Inhaftierten und Polizisten) die Anti-Typ-Merkmal kombinationen selbst zwar aufgrund konsistenter Andersartigkeit von der Restgruppe zu trennen waren, aber diese Trennung sich nicht auf die FPI-Profile übertragen ließ, obwohl die FPI-Profile in beiden Gruppen die Typen der Therapiemotivation sichtbar trennten.

Demnach konnte die Brauchbarkeit der typologischen Heuristik der KFA in den benutzten Merkmalskombinationen zur Therapiemotivation sowohl hinsichtlich des Typ-Konzepts als auch hinsichtlich des Anti-Typ-Konzepts demonstriert werden, die Art des „Anti“-Charakters des Anti-Typs konnte dagegen nicht eindeutig bestimmt werden. Das heißt, mit Hilfe der FPI-Werte gelang in beiden Pbn-Gruppen zwar die Validierung einer „geometrischen“ Interpretation der Typen, nicht jedoch der Anti-Typen der Therapiemotivation. Diese Pbn waren zumeist der Restgruppe in den FPI-Werten ähnlich. Jedoch war die Interpretation des „Anti“-Charakters des Anti-Typs durch seine konsistente Andersartigkeit, sowohl in bezug auf den Rest als auch in bezug auf die Typen, möglich, wobei Ergebnisse einer früheren Untersuchung (Steller & Hommers, 1977) repliziert wurden.

Das hinsichtlich der „geometrischen“ Interpretation mehrdeutige Ergebnis dieser Untersuchung schließt die Möglichkeit einer geometrischen, auf dem Konzept der Distanz von Profilen beruhenden, Validierung der Anti-Typen der Therapiemotivation aber nicht endgültig aus. Möglicherweise lassen sich Anti-Typen durch andere psychometrisch erfaßbare Merkmale oder durch den differentiellen Therapieerfolg auch „geometrisch validieren“. Eine naheliegende Fragestellung bestünde z.B. in der Prüfung, ob die Therapiemotivationstypen in psychometrischen Skalen der Attribuierung oder der Kontrolle (z.B. Krampen, 1981) zu unterscheiden wären. Darüber hinaus könnte eine Validierung des Lienertschen Begriffs des Anti-Typus mit anderen Merkmalen in einer oder in den beiden hier gegebenen Interpretationen erfolgreich vorgenommen werden.

## Literatur

- Cattell, R.B., Coulter, M.A., & Tsujioka, B.: Taxonometrische Verfahren zur Bestimmung von Typen und Funktionalen Gruppen. In R.B. Cattell (Hrsg.), *Handbuch der Multivariaten Experimentellen Psychologie* (S. 375–427). Frankfurt: Fachbuchhandlung für Psychologie, 1966, deutsch 1980.
- Dorsch, F.: *Psychologisches Wörterbuch*. 9. Auflage. Bern: Huber, 1976.
- Fahrenberg, J., Selg, H. & Hampel, R.: *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar FPI*. 2. Auflage. Göttingen: Hogrefe, 1973.
- Hommers, W.: Multinomiale und Bayes-statistische konfigurale Klassifikation. *Psychologische Beiträge*, 1978, **20**, 267–276.
- Janke, W.: Klassenzuordnung. In K.-J. Groffmann & L. Michel (Hrsg.), *Grundlagen psychologischer Diagnostik. Enzyklopädie der Psychologie. Serie II. Band 1*. Göttingen: Hogrefe, 1982.

- Krampen, G.: IPC-Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen. Göttingen: Hogrefe, 1981.
- Krauth, J.: Typenanalyse. In J. Bredenkamp & H. Feger (Hrsg.), Strukturierung und Reduzierung von Daten. Enzyklopädie der Psychologie. Serie I. Band 4. Göttingen: Hogrefe, 1983.
- Krauth, J. & Lienert, G.A.: KFA – Die Konfigurationsfrequenzanalyse. Freiburg: Alber, 1973.
- Lehmacher, W. & Lienert, G.A.: Die Konfigurationsfrequenzanalyse. XVI. Neue Tests gegen Typen und Syndrome. Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie, 1982, **30**, 5–11.
- Lienert, G.A.: Die „Konfigurationsfrequenzanalyse“ als Klassifikationsmethode in der klinischen Psychologie. In M. Irle (Hrsg.), Bericht über den 26. Kongreß der DGfPs in Tübingen 1968. Göttingen: Hogrefe, 1969.
- Lienert, G.A.: Die Konfigurationsfrequenzanalyse I. Ein neuer Weg zu Typen und Syndromen. Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie, 1971, **19**, 99–115.
- Lienert, G.A.: Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. 2. Auflage. Meisenheim: Hain, 1978.
- Mahalanobis, P.A.: On the generalized distance in statistics. Proc. National Inst. Sci. Industry, 1936, **12**, 49–55.
- Rohracher, H.: Kleine Charakterkunde. 12. Auflage. Wien: Urban & Schwarzenberg, 1969.
- Steller, M. & Hommers, W.: Zur Diagnose der Therapiemotivation durch konfigurale Klassifikation. Diagnostica, 1977, **23**, 266–280.
- Stern, W.: Die differentielle Psychologie. 2. Auflage. Leipzig: Barth, 1911.
- Wilks, S. S.: Certain generalizations in the analysis of variance. Biometrika, **24**, 471–494.
- Zielke, M.: Fragebogen zur Erfassung der symptomspezifischen Veränderungskontrollerwartung. In M. Zielke (Hrsg.), Diagnostik in der Psychotherapie. Stuttgart: Kohlhammer, 1982.