

# PSYCHO- LOGISCHE BEITRÄGE

---

Sonderdruck

Vierteljahresschrift für alle  
Gebiete der Psychologie  
Organ der Deutschen  
Gesellschaft für Psychologie

Band 28, Heft 1-2  
1./2. Vierteljahr 1986

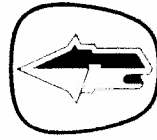
ISSN 0033 - 3018

## HERAUSGEGEBEN VON

Günther Bäuml, München  
Ferdinand Merz, Marburg  
Manfred Ritter, Innsbruck  
Heinz Schmittke, München  
Wilhelm Witte †, Regensburg

Unter ständiger Mitarbeit von

Rudolf Bergius, Tübingen  
Heinrich Düker, Marburg  
Heinz Heckhausen, München  
Gustav A. Lienert, Nürnberg  
Wolfgang Prinz, Bielefeld  
Edwin Rausch, Frankfurt a. M.  
Hartmann Scheiblechner, Marburg  
Ingeborg Stelzl, Marburg  
Hans W. Wendt, St. Paul, Minn., USA



VERLAG ANTON HAIN MEISENHEIM/GLAN

Eine faktoranalytische Untersuchung zur Analyse  
von Kelly-Grid-Daten

J. P. VAN DE GEER<sup>1</sup>, U. HENTSCHEL<sup>2</sup>, P. G. M. VAN DER HEIJDEN<sup>3</sup>,  
W. A. VAN DER KLOOT<sup>3</sup>, R. A. VISSER<sup>3</sup>

Zusammenfassung, Summary, Résumé

Die vorliegende Arbeit beschreibt vier verschiedene Möglichkeiten, einen vier-modalen Datensatz zu analysieren. Die Daten stammen von 25 phobischen Patienten, die 10 Rollen (wie z.B. „Mutter“, jemanden, den ich beneide“) auf 10 adjektivischen Eigenschaftsskalen wie z.B. (sympathisch, dominant) jeweils vor und nach einer Reihe von Therapiesitzungen einschätzen sollten. Bei allen vier Analysearten wurde als methodisches Vorgehen eine Faktorenanalyse nach der Hauptkomponentenmethode gewählt. Die vier Analysearten unterscheiden sich dadurch, wie die Daten jeweils in einer zweidimensionalen Datenmatrix angeordnet wurden. Die vier resultierenden Formate ergeben sich durch zwei Wahlmöglichkeiten: 1. die Eigenschaftsskalen werden als Variablen angesehen (Analyse I) oder die Patienten bilden die Variablen (Analyse II), so daß entweder Skalenfaktoren oder Patientenfaktoren extrahiert werden. 2. Die beiden Erhebungszeitpunkte (zu Beginn der Therapie, am Ende der Therapie) können als unabhängige Beobachtungen für dieselben Variablen angesehen werden (Analyse A) oder als ein verdoppelter gemeinsamer Variablensatz (Analyse B). Ein Vergleich der Analysen A und B ist geeignet, die zeitliche Stabilität bzw. Veränderungen, die sich unter dem jeweiligen Blickwinkel der Analysearten I und II ergeben, aufzuzeigen.

On the analysis of Kelly Grid Data by means of Factor Analysis

This paper shows four alternative ways to analyze four-way data. The data were obtained from 25 phobic patients, who rated 10 roles (such as 'mother', 'someone I envy') on 10 personality trait scales (such as 'sympathetic', 'dominant'), both before and after a series of therapy sessions. All four analyses are forms of principal component analysis, differing in the way the data are organized in a two-dimensional data matrix. The four formats result from two choices. Firstly, scales can be taken as 'variables', which results in *scale* dimensions (analysis I), or patients can be taken as variables, which results in *patient* dimensions (analysis II). Secondly, the two occasions can be handled as replicated observations on the same variables (analysis A), or

- 1 Prof. Dr. John P. van de Geer, Institut für Datentheorie der Universität Leiden, Middelsegracht 4, 2312 TW Leiden, Niederlande.
- 2 Prof. Dr. Uwe Hentschel, Psychologisches Institut der Universität Mainz, Saarstr. 21, 6500 Mainz.
- 3 Dipl.-Psych. Peter G. M. van der Heijden, Dr. Willem A. van der Kloot und Dr. Ron A. Visser, Psychologisches Institut der Universität Leiden, Hooigracht 15, 2312 KM Leiden, Niederlande.

as defining a double set of variables (analysis B). Results from each analysis show change or stability over time from a different point of view. The paper focusses on the methodology for these types of analysis.

L'application de la méthode d'analyse factorielle aux données de Kelly Grid

L'article présente quatre possibilités différentes d'analyser des dates à quatre modes. Ces dates résultent de 25 clients phobiques qui allaient estimer dix rôles (par exemple 'mère', 'quelqu'un, que j'envis' sur dix échelles adjectives (par exemple sympathique, dominant) avant et après quelques sessions de thérapie. Pour toutes les possibilités d'analyse la méthode d'analyse factorielle, en particulier d'analyse de composantes principales, était choisie. Les quatre possibilités sont organisées dans une matrice à deux modes. Les quatre formats résultent de deux choix: 1. Les échelles adjectives sont regardées comme variables (analyse I) ou les clients sont pris comme variables (analyse II). 2. Les deux moments de collection de données (au début et à la fin de la thérapie) sont regardés comme observations indépendantes (analyse A) ou comme une double série de dates (analyse B). La comparaison des analyses A et B se préte à montrer la stabilité temporelle sous l'aspect des analyses I et II. L'article s'occupe plutôt des problèmes de la méthode statistique.

#### 因子分析によるKelly-Gridデータの解析

本研究は4要因データを解析するための4つの方法を示す。データは25人の恐怖症患者から得られた。彼らは一連のセラピー・セッションの初めと終わりで、(例えば)「共感性のある」、「支配的な」のような)10のパーソナリティ特性尺度で、(例えば)「母親」、「私がうらやんでいる人」のような)10の役割を評価した。4つの分析はすべて主成分分析であるが、2次元データの作成において異なる。4つの形式が2つの選択の結果得られる。1.特性尺度を変数とする(分析I)、あるいは患者を変数とする(分析II)。すなわち、尺度の因子あるいは患者の因子が求められる。2.セラピーの前後の2つの時期のデータを同じ変数の繰り返しとみなす(分析A)、あるいは変数が2倍になったとみなす(分析B)。分析Aと分析Bの比較は、分析Iと分析IIで生じる時間的変化や安定性を示すのに適している。

(山下利之 T. Yamashita)

#### 1. Einleitung

In den Bereichen der Klinischen Psychologie und Persönlichkeitsforschung fallen nicht selten Daten der folgenden Art an: Beobachtungen werden erhoben bei einer Reihe von Leuten in verschiedenen Situationen, so daß im Idealfall Daten für alle Personen in allen Situationen vorliegen. Darüber hinaus können die Daten für jede Person in jeder Situation zwei

verschiedene Bezugspunkte haben, dadurch daß Fragen sich auf die Objekte oder auf ihre Beurteilungsdimensionen beziehen lassen. Das ergibt das Grundmuster eines sog. Grids (vgl. KELLY, 1955; FRANSELLA & BANNISTER, 1977; SHAW, 1981), mit dessen Analysemöglichkeiten sich die vorliegende Arbeit befaßt.

Anhand eines konkreten Beispiels, das im folgenden für alle vorgestellten Arten von Faktorenanalysen nach der Hauptkomponentenmethode benutzt werden wird, läßt sich die Datenstruktur leichter verständlich machen. Probanden waren 25 Patienten, die alle an phobischen Ängsten litten und aus diesem Grunde an einem Therapieprogramm, das in einer

Tabelle 1:  
Beschreibung der Rollen und Skalen\*

Rollen	Bezeichnung in den Abb.
0. Freund/Freundin (gleichgeschlechtlich)	FREUND
1. Jemand, dem ich mißtraue	MISSTR
2. Mutter	MUTTER
3. Therapeut	THERAP
4. Ein guter Dozent	DOZ
5. Selbst	SELBST
6. Jemand, den ich nicht leiden kann	NLEID
7. Jemand, vor dem ich einmal Angst hatte	ANGST
8. Vater	VATER
9. Jemand, den ich beneide	BENEIDE
Skalen	
0. Sympathisch—unsympathisch	SYMP
1. Dominant—nachgiebig	DOM
2. Interessiert—nichtissagend	INTER
3. Warm—kalt	WARM
4. Entschieden—unentschieden	ENTSCH
5. Offen—festgelegt	OFFEN
6. Verständnisvoll—intolerant	VERST
7. Sicher—ängstlich	SICHER
8. Aktiv—passiv	AKT
9. Fähig—unfähig	FÄHIG

\* Skalenabstufungen von 1—7; 7 = das zuerst genannte Adjektiv trifft zu; 1 = das an zweiter Stelle genannte Adjektiv trifft zu (vgl. Text).

Reihe von Einzelsitzungen stattfand, teilnahmen. Zur Erfassung der Personenwahrnehmung mußte jeder Patient ein Grid mit 10 Spalten und 10 Reihen ausfüllen (vgl. HENTSCHEL & BURKAT-AUSTEN, 1983). Die Spalten beziehen sich jeweils auf Rollen der eigenen Umgebung wie ‚Vater‘, ‚Freund‘, ‚jemand, vor dem ich einmal Angst hatte‘, usw. (s. Tabelle 1) – sie sind im Grunde als Personenstereotype aufzufassen, die sich über aufgrund von unter Umständen sehr subjektiven Erfahrungen und Vorstellungen auch differenziell betrachten lassen.

Die Zeilen enthalten 10 Eigenschaften, die in Form von Adjektiven auf einer Skala abgestuft, die Beschreibung der Rollen ermöglichen sollen (z.B. ‚sympathisch, dominant usw. – (s. Tabelle 1). Die Patienten wurden gebeten, sich für jede Rolle (außer den feststehenden Nr. 2, 3, 5 und 8; vgl. Tabelle 1) jemanden vorzustellen, den sie kennen, auf den die Rollenbeschreibung paßt und diese konkrete Person dann mit Hilfe der bipolaren Eigenschaftsvariablen von –3 bis +3 einzuschätzen. Für die weitere Darstellung wird die unipolare Transformation der Skalen von 1 bis 7 gewählt, wobei 7 bedeutet, daß das in der Tabelle 1 jeweils als erste Eigenschaft aufgeführte Adjektiv sehr gut auf die Rolle zutrifft und 1, daß die an zweiter Stelle aufgeführte Kontrasteigenschaft sehr gut zutrifft. Am Ende des Therapieprogramms mußten die Patienten den Gridtest noch einmal ausfüllen. Es liegt also eine 10 x 10 Matrix mit Einschätzungen von 10 Rollen auf 10 Skalen für 25 Patienten zu zwei verschiedenen Zeitpunkten vor.

Die Fragestellung für die vorliegende Arbeit lautet: Wie lassen sich diese Daten so auswerten, daß man Einsicht gewinnen kann in die Art und Weise, wie die Wahrnehmungsstruktur der Patienten in Bezug auf die Rollen aussieht, und wie zeitliche Veränderungen sich in dieser Struktur widerspiegeln. Wir wollen die Datenanalyse dabei im wesentlichen beschränken zum einen auf die für alle Patienten gemeinsamen Skalendimensionen und zum anderen auf die sich aufgrund der Antworten ergebenden, als ‚idealierte Patienten‘ aufzufassenden Personenfaktoren.

## 2. Die Aufbereitung der Daten

Das erste Problem für die Analyse ist mit der Frage einer sinnvollen Strukturierung der Daten verbunden. Insgesamt haben wir  $25 \times 10 \times 10 \times 2 = 5000$  Einzelratings erhoben. Wir können diese Daten als Zahlen in einer vierdimensionalen Tabelle ansehen. Die normalerweise angewandte multivariate Methode der Faktorenanalyse<sup>4</sup> setzt aber voraus, daß die

4 In diesem Artikel wird mit dem Begriff ‚Faktorenanalyse‘ die spezifische Methode der Hauptkomponentenanalyse bezeichnet. Wenn über ‚Faktoren‘ gesprochen wird, sind immer Hauptkomponenten gemeint.

Rohdaten in einer zweidimensionalen Tabelle (mit ‚Personen‘ x ‚Variablen‘) vorliegen. Es stellt sich also die Frage, wie die vierdimensionale Tabelle auf eine, mit den üblichen Methoden auswertbare, zweidimensionale reduziert werden kann.

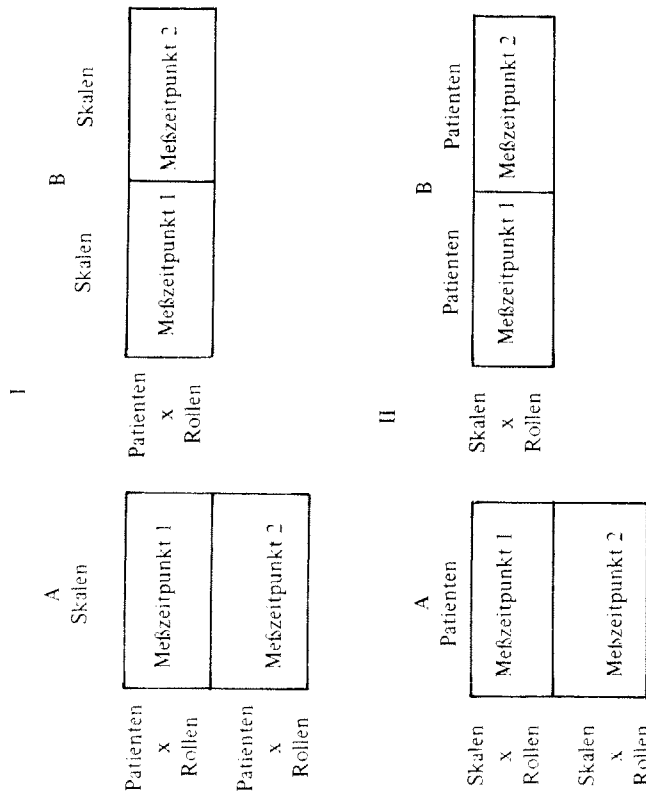
Wir werden im folgenden vier verschiedene Arten, eine solche Reduktion zu erreichen, vorschlagen. Die Wahl einer dieser Vorgehensweisen hängt davon ab, was man als ‚Variablen‘ in der zweidimensionalen Tabelle ansehen will. Wir werden alternativ einmal die Skalen (I) und zum anderen die Patienten (II) als Variablen betrachten. Das für die Sozialwissenschaften gebräuchlichere Vorgehen ist, Skalen als Variablen in einer Datenmatrix einzusetzen; die Vorgehensweise, Patienten als Variablen in den Spalten einer Datenmatrix anzusehen, ist dagegen weniger üblich. In unserem Fall erscheint diese Sichtweise sinnvoll, weil wir dadurch, wie ausführlich im Abschnitt 4.2 erläutert werden wird, die Vergleichbarkeit der Ratings der verschiedenen Patienten verbessern können.

Die zweite Wahlmöglichkeit betrifft die beiden Erhebungszeitpunkte (zu Beginn, am Ende der Therapie). Wenn man z.B. die Skalen als Variablen nimmt, kann man die beiden Erhebungszeitpunkte auf zwei verschiedene Arten in einer zweidimensionalen Matrix anordnen: (A) Die zehn Variablen, eine für jede Skala, bilden die Spalten der Datenmatrix. Das bedeutet, daß die Matrix  $25 \times 10 \times 2 = 500$  Zeilen hat, nämlich die Einschätzungen der 25 Personen für 10 Rollen zu beiden Erhebungszeitpunkten. Bei der anderen Möglichkeit (B) werden 20 Variablen als Spalten in die Datenmatrix eingesetzt, das bedeutet gleichzeitig, daß diese Matrix  $25 \times 10 = 250$  Zeilen hat, eine für jede Personen-Rollenkombination. Die Entscheidung für Möglichkeit A oder B richtet sich danach, wie man die wiederholten Messungen darstellen will. Im Fall A werden die beiden Erhebungszeitpunkte als mehr oder weniger unabhängige Informationsquellen aufgefaßt und entsprechend liegt das Ergebnis einer solchen Analyse in Bezug auf die Faktorenladungen in etwa zwischen den Faktorenladungen, die man aufgrund von zwei völlig getrennten Analysen für beide Erhebungszeitpunkte erwarten könnte. Veränderungen zwischen beiden Zeitpunkten, können sich in dem fest vorgegebenen Bezugsrahmen der Skalen nur als Unterschiede zwischen Personen-Rollenkombinationen zeigen. Im Fall B wird die Korrelation zwischen den Messungen zu den beiden Zeitpunkten explizit berücksichtigt, so daß die Faktorenladungen für die Zeitpunkte 1 und 2 unterschiedlich sein können. Veränderungen können sich als Unterschiede in den Beziehungen innerhalb und zwischen den zwei Variablen-Sets der 10 Skalen zeigen.

Auch wenn die Patienten als Variablen genommen werden (Analyse II) kann man zwischen der Alternative A mit 25 Variablen und der Alternative B mit 50 Variablen wählen. Für die Möglichkeit A resultiert eine

Tabelle 2:

Reduktion der Daten auf zweidimensionale Datenmatrizen



Matrix mit  $10 \times 10 \times 2 = 200$  Zeilen, eine für jede Kombination von Skalen, Rollen und Meßzeitpunkten. Für die Möglichkeit B ergibt sich eine Matrix mit  $10 \times 10 = 100$  Zeilen, eine für jede Skalen-Rollenkombination.

Die vorgestellten Wahlmöglichkeiten (Analyse I oder II und A oder B) lassen sich in den vier Formaten wie sie in Tab. 2 dargestellt sind, wiedergeben. Die Darstellung zeigt außer den verschiedenen Annahmen in Bezug auf die Variablen (Analyse I = Skalen; Analyse II = Patienten), daß im Format A die beiden Meßzeitpunkte untereinander und im Format B nebeneinander angeordnet sind (vgl. VISSER, 1985, Kap. 4).

### 3. Durchführung der Analysen

Für jedes der vier Formate ergibt sich eine Matrix mit rechteckiger Anordnung. Wir haben als Verfahren zur Auswertung solcher Matrizen

die Hauptkomponentenanalyse (Principal Component Analysis: PCA) gewählt. Zum besseren Verständnis der Ergebnisse dieser Analyse soll anstelle des gewöhnlich gewählten algebraischen Zugangs die PCA kurz anhand eines graphischen Beispiels erläutert werden. Wir werden uns jedoch dabei auf die eine zweidimensionale graphische Darstellung beschränken, in der die Achsen den zwei Hauptkomponenten entsprechen. Wenn Daten vorliegen, die mehr als zwei Hauptkomponenten ergeben, ist dieselbe Vorgehensweise möglich, nur wird die Darstellung schwieriger.

PCA-Ergebnisse können in eine Darstellung gebracht werden, in der sowohl die Zeilen der Matrix (die sog. Objekte) und die Spalten (die sog. Variablen) als Punkte erscheinen. Die Achsen in der Zeichnung stellen die Komponenten dar. Ein Objektpunkt ist durch die Faktorenscores der Hauptkomponenten repräsentiert, während ein Variablenpunkt den Faktorenladungen auf den Hauptkomponenten entspricht. Wenn man für die PCA-Lösung, wie es üblicherweise getan wird, von der Korrelationsmatrix ausgeht, bedeutet das, daß die ursprüngliche Rechteckmatrix standardisiert wird, d.h., daß für jede Spalte der Spaltenmittelwert von den entsprechenden Ladungen subtrahiert wird und zudem eine Gewichtung der Zahlen erfolgt, daß die Quadratsummen aller Spalten gleich sind.

Auch wir haben für alle Analysen Korrelationsmatrizen herangezogen,<sup>5</sup> damit die als zufällig angesehenen Unterschiede in den Spaltenmittelwerten und -varianzen keinen Einfluß auf das Ergebnis haben. Für die graphische Darstellung bedeutet das, daß die Mittelwerte der Objektpunkte-Koordinaten gleich 0 sind und die Varianz in beiden Dimensionen gleich ist. Wie bereits erwähnt, lassen sich sowohl die Spalten der Matrix in der PCA-Zeichnung darstellen, als auch die Objektpunkte, die folgendermaßen repräsentiert sind: zieht man eine Gerade durch den Ursprung und einen Variablenpunkt und projiziert auf diese Gerade dann die Objektpunkte, dann sind die Abstände von den projizierten Punkten zum Ursprung den Werten der Objekte zu diesen Variablen proportional.

An einem kleinen artifiziellen Beispiel soll diese Grundcharakteristik erläutert werden. In Tabelle 3 ist eine  $3 \times 3$  Matrix mit standardisierten Variablen aufgeführt. Diese Daten lassen sich vollständig durch zwei Komponenten erklären. Die graphische Darstellung der PCA für diese Daten ist aus Abbildung 1 ersichtlich. Die Abbildung zeigt, daß eine Gerade, die orthogonal zum Pfeil der Variablen 2 von links oben nach rechts unten bewegt wird, auf die Objektpunkte in der Reihenfolge der Größenordnung ihrer Werte auf der Variablen 2 trifft. Zuerst trifft sie auf den Objektpunkt A, der einen hohen Wert auf der Variablen 1 hat, dann

5 Prinzipiell sind andere Vorgehensweisen denkbar, etwa die Verwendung von Kovarianzmatrizen oder auch Rohdatenmatrizen, die aber bei der Interpretation der Faktoren sehr große Schwierigkeiten aufwerfen können.

Tabelle 3:  
Artifizielles Beispiel einer durch 2 Komponenten erklärbaren Datenmatrix

	1	2	3
A	1.39	1.02	1.39
B	-.93	.34	-.46
C	-.46	-1.36	-.93

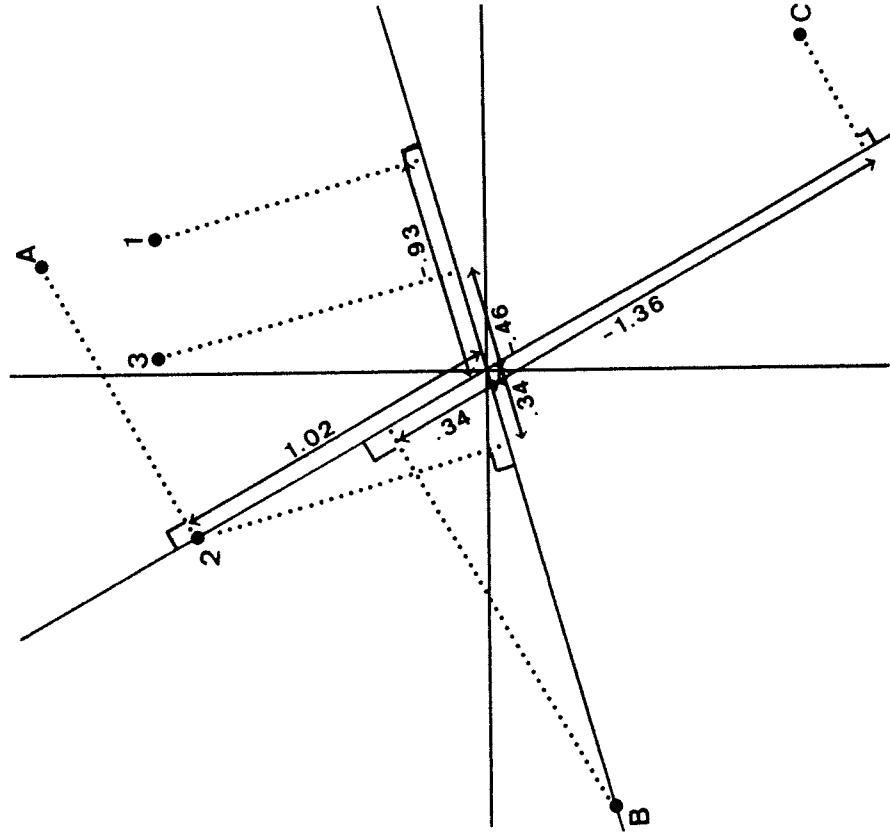


Abb. 1: PCA-Lösung der in Tabelle 3 dargestellten Datenmatrix.

auf den Objektunkt B, mit einem mittleren Wert und zuletzt auf den Objektunkt C, mit einem niedrigen (negativen) Wert.

Analoge Beziehungen treten auf, wenn man von den Objektpunkten ausgeht: Zieht man z.B. die Gerade durch den Ursprung und den Objektunkt B und projiziert die Variablenpunkte auf diese Gerade, dann sind die Abstände, von den projizierten Punkten zu dem Ursprung, der Zeile B der Matrix proportional. In dem konstruierten Beispiel treffen diese Beziehungen genau für die beiden Dimensionen zu. In der graphischen Darstellung einer größeren Datenmatrix werden sie nur annäherungsweise stimmen, je nachdem, wie genau die Daten durch die beiden Komponenten beschrieben werden können.

#### 4. Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden die PCA-Ergebnisse unserer Grid-Daten beschrieben<sup>6</sup>. Für jede der vier umformatierten Matrizen wird eine zweidimensionale PCA-Lösung graphisch dargestellt. Dieses Vorgehen hat den Vorteil einer direkten Vergleichbarkeit der verschiedenen Analysen, es hat den Nachteil, daß die Varianzaufklärung nicht auf jede einzelne Analyse hin mit den dazu üblicherweise angewendeten Methoden (z.B. Scree-Test) optimiert werden kann.

##### 4.1. Die Skalen als Variablen

In Abbildung 2 sind die Ergebnisse der Analyse IA dargestellt, mit den 10 Skalen als Variablen und den 500 Objekten, die in den Matrizen durch die Kombination von Patienten, Rollen und Meßzeitpunkten gebildet werden. Von den zwei Dimensionen der Zeichnung kann die horizontale als „Evaluation“ (sympathisch, warm, verständnisvoll) und die vertikale als „Dominanz“ (dominant, entschieden, sicher) bezeichnet werden. Einige Skalen (z.B. fähig, aktiv) haben Ladungen auf beiden Dimensionen. Ähnliche Ergebnisse wurden auch schon früher bei Persönlichkeitsratings gefunden (vgl. WIGGINS, 1979; VAN DER KLOOT, 1975; VAN DER KLOOT & KROONENBERG, 1982; VAN DER KLOOT & SLOOFF, 1985; VAN DER KLOOT, KROONENBERG & BAKKER, im Druck).

6 Ursprünglich haben wir eine nichtlineare Form der PCA, die sich auch für Daten mit Ordinalskalenniveau eignet, herangezogen (Computer Programm: PRINCALS, s. Gifi, 1981). Die Unterschiede zwischen den PRINCALS-Ergebnissen und der normalen PCA waren jedoch so gering, daß wir nur die Ergebnisse der üblichen PCA, die für die meisten Leser wahrscheinlich vertrauter ist, darstellen.

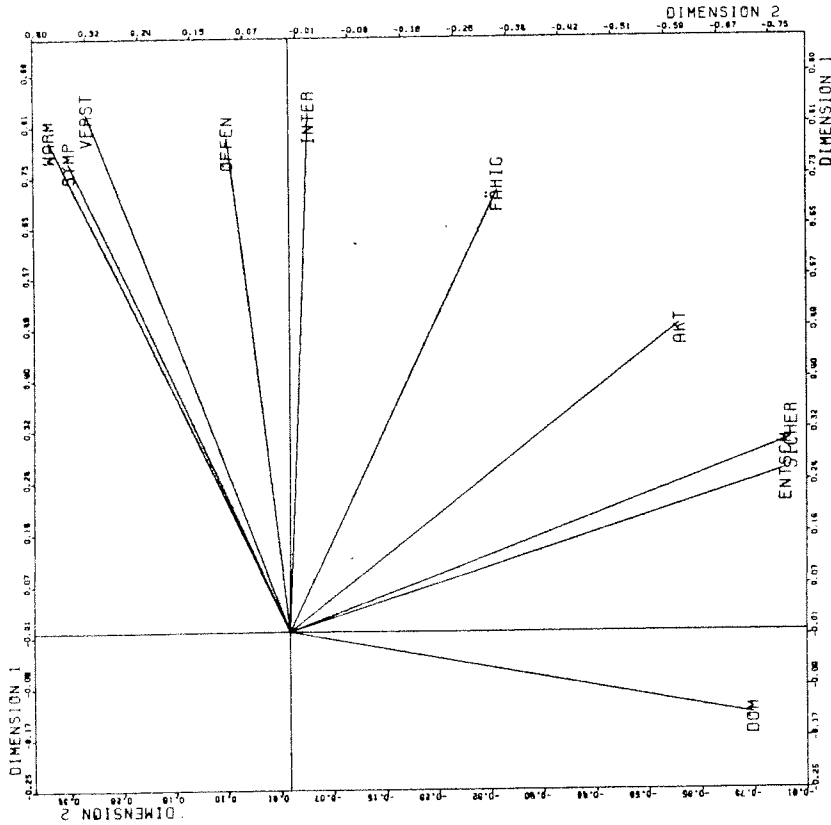


Abb. 2: Analyse IA: Faktorenloadungen der Skalen.

Die 500 Objektpunkte sind über die ganze Fläche verstreut. Anstelle einer Darstellung, in der sie einzeln wiedergegeben sind, zeigen wir in den Abbildungen 3 und 6 einige Durchschnittswerte: Die mittlere Position der Rollen (Abbildung 3) und der Patienten (Abbildung 6), jeweils zu Beginn und am Ende der Therapie. Aus der Abbildung 3 wird deutlich, daß es so etwas wie Rollenstereotype gibt. Die Rolle des Freundes wird offensichtlich als sympathisch eingeschätzt und jemand, dem ich mißtraue, als unsympathisch. Die Mutter wird als nicht dominant, der gute Dozent als fähig eingeschätzt usw. Die Darstellung zeigt, daß es kaum Veränderungen über die beiden Meßzeitpunkte gibt, mit der möglichen Ausnahme der Selbstwertschätzung (Rolle Nr. 5), die sich mehr in die Rich-

tung größerer Entscheidung, Sicherheit und Aktivität bewegt zu haben scheint, ohne Veränderung in Bezug auf Wärme, Sympathie und Verständnis aufzuweisen.

Hierbei muß angemerkt werden, daß die Punkte der Rollen in der Abbildung 3 Durchschnittspositionen, d.h. über alle Patienten gemittelte Werte sind. Daß es interindividuelle Unterschiede zwischen den Patienten geben kann, soll durch die Abbildungen 4 und 5 verdeutlicht werden, in denen die Rollenkonfigurationen der Patienten 18 und 19 dargestellt sind. (Diese Patienten wurden ausgewählt, weil sie offensichtlich sehr unterschiedliche Standpunkte einnehmen – vgl. auch Abbildung 8).

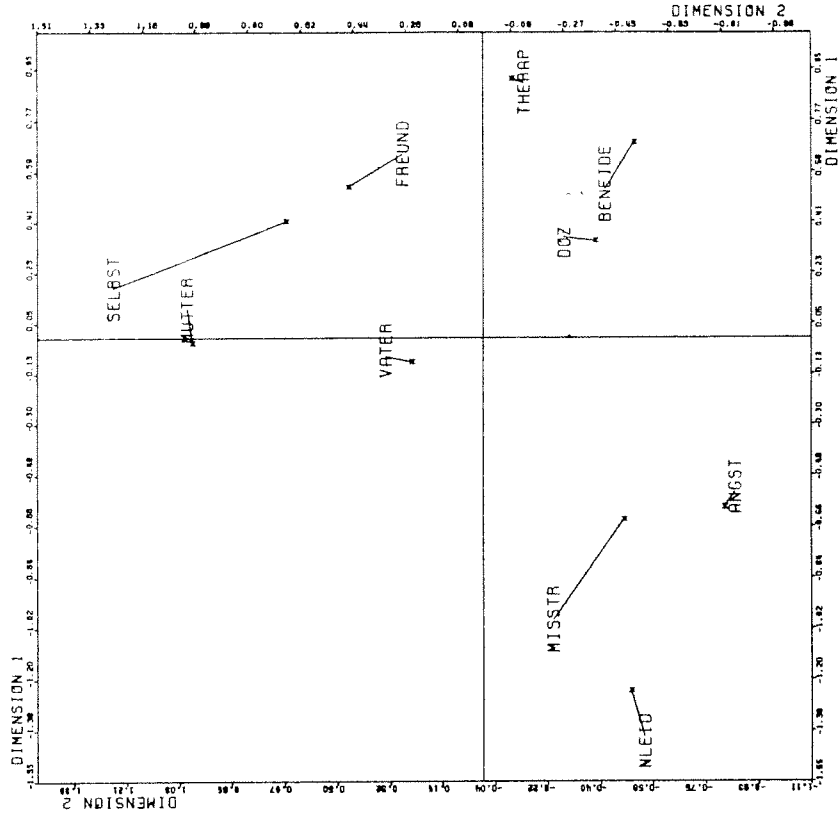


Abb. 3: Analyse IA: Mittlere Positionen der Rollen bei beiden Meßzeitpunkten (Meßzeitpunkt 1 ist beschriftet, Meßzeitpunkt 2 jeweils mit einem Stern bezeichnet).

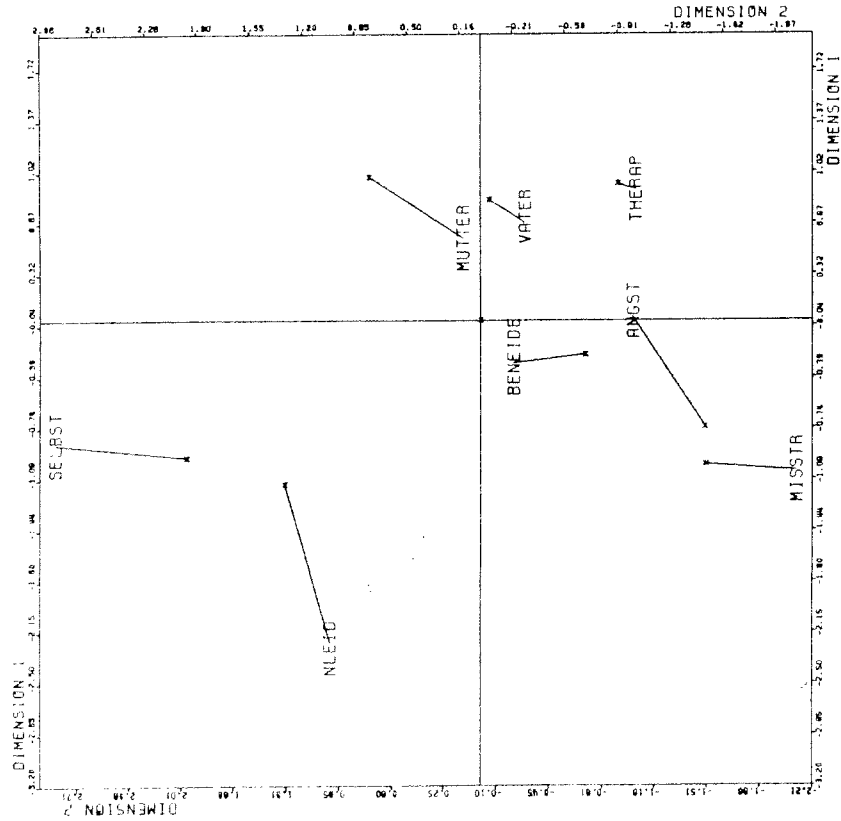


Abb. 4: Analyse 1A: Positionen der Rollen bei Patient 18 (Mefzeitpunkt 1 ist beschriftet, Mefzeitpunkt 2 jeweils mit einem Stern bezeichnet).

Die Rollenpositionen für die beiden Patienten sind für beide Mefzeitpunkte sehr unterschiedlich. Die Selbsteinschätzung in der Abbildung 4 (Patient 18) liegt z.B. sehr nahe an der Einschätzung von jemand, den ich nicht leiden kann und weit entfernt von den Rollen Freund, Therapeut, Vater und Mutter. Während das Selbstbild des Patienten 19 relativ nahe bei den Rollen Freund und Therapeut liegt und sehr entfernt von jemand, den ich nicht leiden kann. Die Patienten 18 und 19 unterscheiden sich auch hinsichtlich des Ausmaßes und der Richtung in der Veränderung von Mefzeitpunkt 1 zu Mefzeitpunkt 2. Patient 18 zeigt eine geringere Gesamtveränderung als Patient 19, dessen größte Veränderung bei jemand,

den ich nicht leiden kann, in die Richtung größerer Dominanz geht. Diese Analysenform kann also auch nutzbringend für die Beschreibung einzelner Patienten angewendet werden.

In der Abbildung 6 sind die durchschnittlichen Skalenergebnisse für die 25 Patienten zu beiden Mefzeitpunkten dargestellt. Die Werte zeigen, dass einige Patienten dazu tendieren, durchschnittlich (über alle Rollen gemittelt), höhere Ratings auf einzelnen Skalen zu geben. Patient 7 z.B. neigt dazu, höhere Einschätzungen auf der Skala „aktiv“ zu verwenden, während etwa Patient 12 eine entgegengesetzte Tendenz zeigt. In Abbildung 6 ist auch die durchschnittliche Veränderung für jeden Patienten von Mef-

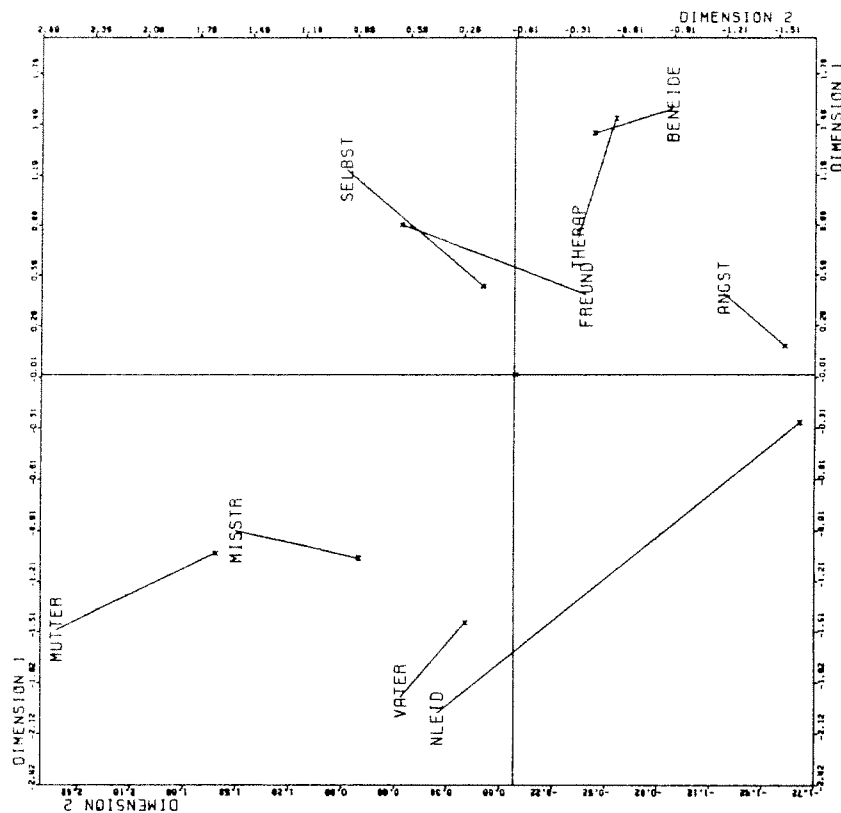


Abb. 5: Analyse 1A: Positionen der Rollen bei Patient 19 (Mefzeitpunkt 1 ist beschriftet, Mefzeitpunkt 2 jeweils mit einem Stern bezeichnet).



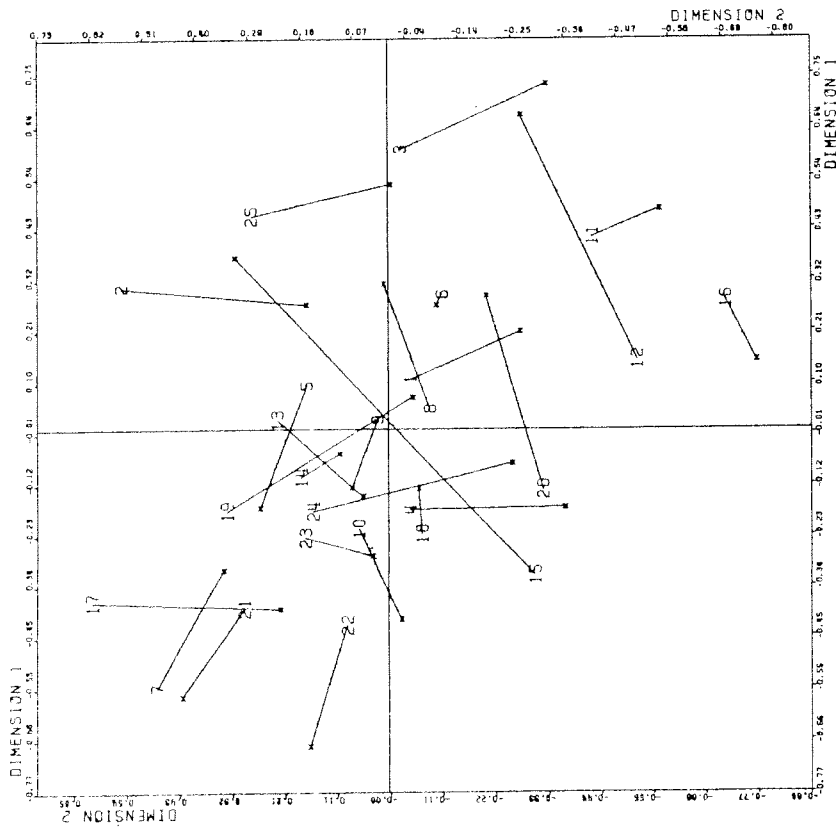


Abb. 6: Analyse IA: Mittlere Positionen der Patienten bei beiden Meßzeitpunkten (Meßzeitpunkt 1 ist beschriftet, Meßzeitpunkt 2 jeweils mit einem Stern bezeichnet).

zeitpunkt 1 und 2 repräsentiert. Mit Ausnahme der Patienten 12 und 15, die ihre Evaluation-Ratings wesentlich erhöht haben, zeigen die meisten Patienten nur relativ schwache Veränderungen, noch dazu in verschiedene Richtungen.

Abbildung 7 zeigt die Faktorenladungen der Variablen für die Analyse IB (hier gibt es also 2 Punkte für jede Skala, einen für jede Messung). Aus der Abbildung wird deutlich, daß hierbei kaum Veränderungen zwischen den Meßzeitpunkten auftreten. Man könnte diese Darstellungen wiederum hinsichtlich der Rollen und Patienten ergänzen, da sich aber

hier im wesentlichen dieselben Bilder wie in den Abbildungen 3 und 6 ergeben, haben wir diese Zeichnung weggelassen.

4.2 Die Patienten als Variablen

Die Grundidee, Patienten als Variablen einzusetzen, läßt sich damit begründen, daß jeder Patient im Prinzip die Skalen für die Ratings auf seine eigene subjektive Art benutzen kann. So könnte z.B. ein Patient dazu neigen, alle Rollen als eher sympathisch einzuschätzen, während ein anderer alle seine Ratings stärker auf dem Pol „unsympathisch“ akzen-

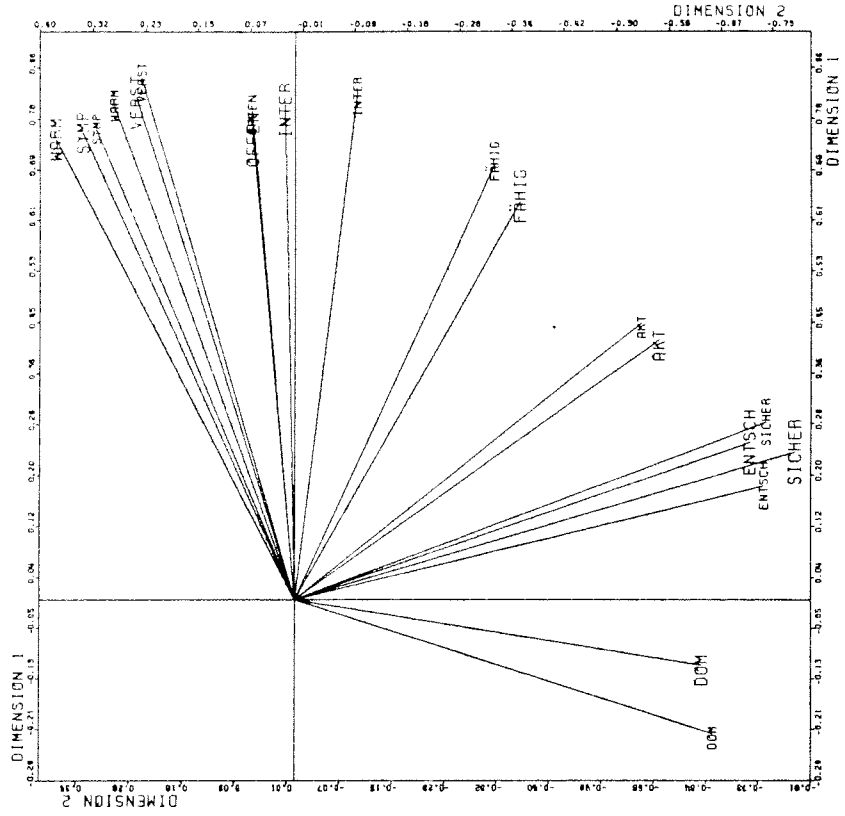


Abb. 7: Analyse IB: Faktorenladungen von 20 Skalen, d.h. je 10 Skalen bei Meßzeitpunkt 1 und 2 (die größere Schrift bezeichnet den ersten Meßzeitpunkt).

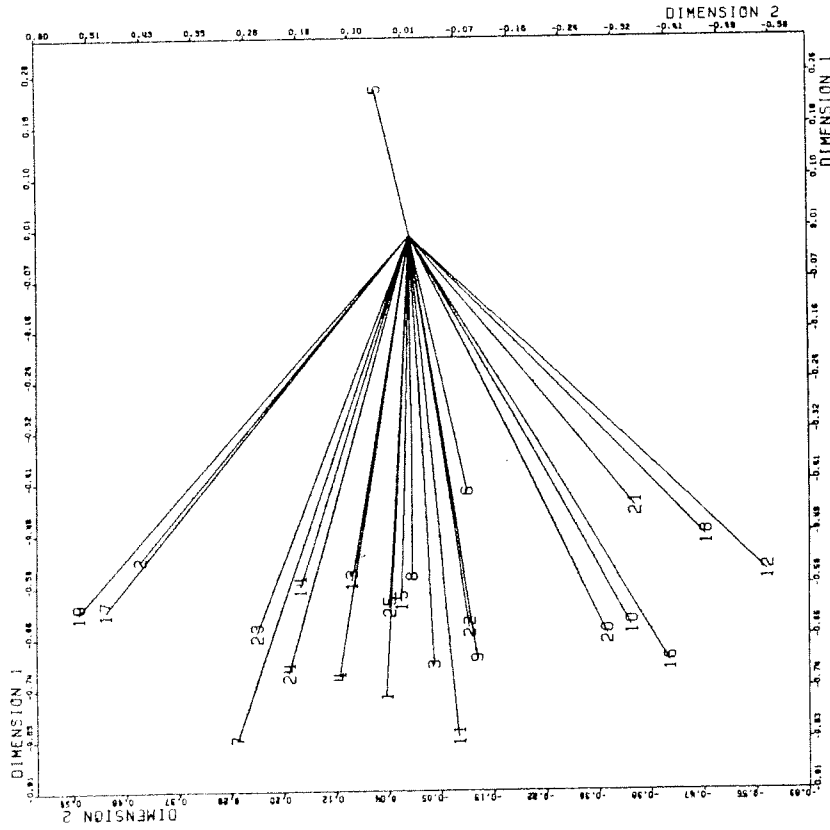


Abb. 8: Analyse IIIA: Faktorenladungen der 25 Patienten.

tuieren könnte. Unterschiede dieser Art sind in Abbildung 3 durch die verschiedenen Rollenmittlerwerte repräsentiert. Man könnte hier einwenden, daß solche Unterschiede nicht besonders interessant sind, da sich in ihnen nur unterschiedliche Tendenzen, die verschiedenen Skalenabstufungen zu benutzen, widerspiegeln und diese, damit die Einschätzungen verschiedener Personen auch vergleichbar sind, besser eliminiert werden sollten. Durch das Einsetzen von Patienten als Variablen in der PCA wird diesem Einwand Rechnung getragen, da die Variablen hier standardisiert sind, und somit gleiche Mittelwerte und Varianzen haben.<sup>7</sup>

7 Die nichtlineare PCA würde die individuellen Unterschiede der Benutzung von Skalen noch stärker berücksichtigen, dadurch daß hier für jeden Probanden monotone Skalentransformationen zulässig sind.

Patienten als Variablen einzusetzen, impliziert, daß die Einschätzung mit dem Skalenwert 5 für sympathisch von Patient p, für die Rolle Freund, der Einschätzung 5 dominant, für die Rolle, jemand, den ich nicht leiden kann, entspricht. Das bedeutet, daß auf dem Pfeil von Person p die Kombination guter Freund und sympathisch dieselbe Projektion haben sollten, wie die Kombination, jemand, den ich nicht leiden kann, und dominant. Eine solche Auswertung zeigt also, welche Skala mit welcher Rolle eng verbunden ist, d.h. für welche Kombinationen hohe Einschätzungen gegeben wurden. Die daraus resultierende Darstellung läßt natürlich wieder Stereotype erkennen, in dem Sinne, daß „gute Rollen“ höhere Werte auf

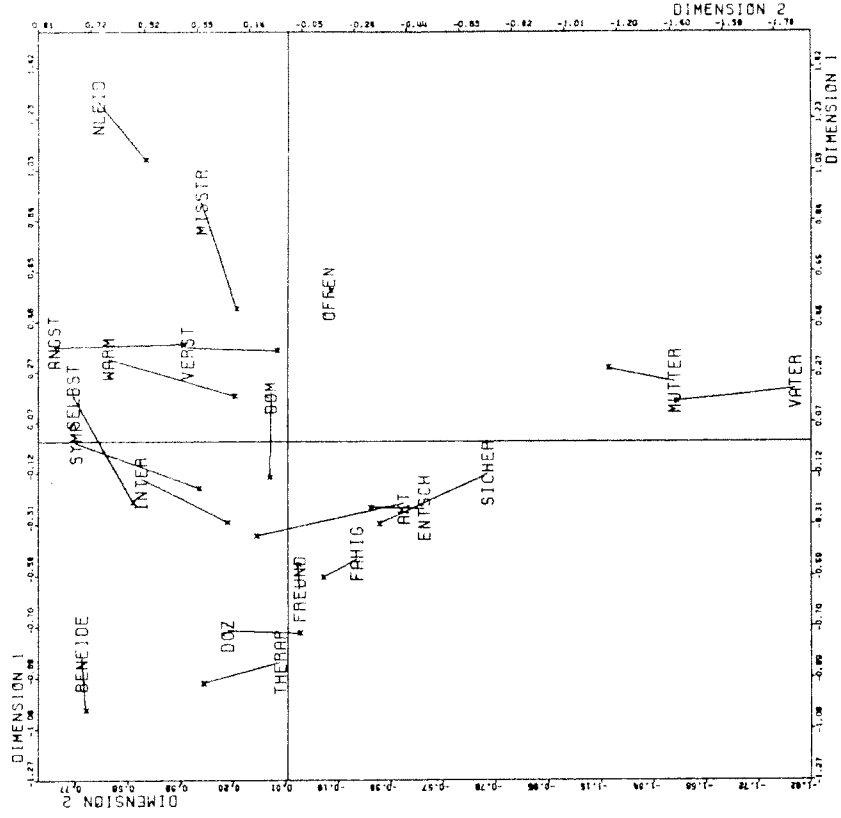


Abb. 9: Analyse IIIA: Mittlere Positionen der Rollen bei beiden Meßzeitpunkten (Meßzeitpunkt 1 ist beschriftet, Meßzeitpunkt 2 jeweils mit einem Stern bezeichnet).

„guten Skalen“ erhalten usw. Anders als bei der Analyse mit den Skalen als Variablen ist die Richtung der Polung der Skalen hier prinzipiell von Bedeutung. Bei den Skalen als Variablen beeinflusst eine Umpolung nur das Vorzeichen der Ladung. Man kann also die Skalen auch so polen, daß ihre Ladungen auf dem wichtigsten Faktor immer positiv sind, sofern dieses Ergebnis nicht wie in unserem Fall – vgl. Abb. 2 – auch ohne Umpolung einzelner Skalen schon weitgehend erreicht wird. Bei der Analyse mit Patienten als Variablen wurde diese Polung der Skalen beibehalten. Bei dieser Form der Analyse kann ein Effekt der Skalenumpolung sich nur zeigen, wenn die Skalenmittelwerte deutlich vom Skalenmittelpunkt (in unserem Fall: 4) abweichen. Da die Rollen so gewählt wurden, daß sie sich zahlenmäßig hypothetisch in Bezug auf die Repräsentation der Pole der beiden Dimensionen nicht unterscheiden (z.B. im Sinne von potentiell gleich vielen sympathischen und unsympathischen Rollen) ist ein Umpolungseffekt nicht zu erwarten. Um das aber empirisch zu kontrollieren, wurde auch eine Analyse gerechnet, bei der fünf zufällig ausgewählte Skalen umgepolrt wurden. Erwartungsgemäß zeigte sich kein Unterschied zwischen diesen beiden Analysen in den Personenfaktoren. Die Analyse mit Patienten als Variablen erbringt also Personendimensionen nach typischen Rollen-Skalenkombinationen, wenn z.B. ein Patient die Kombination Freund-offen als zutreffend einschätzt, so wird durch Umpolung das Nichtzutreffen von Freund-festgelegt angezeigt usw.

Abbildung 8 gibt die Ergebnisse der Analyse IIA wieder. Die Variablen sind hier also die 25 Patienten, deren Faktorenladungen in der Abbildung dargestellt sind. In Abbildung 9 sind die Punkte für die Rollen und Skalen für die zwei Meßzeitpunkte aufgeführt. Die Rollenpunkte sind über die Skalen gemittelt und die Skalenpunkte über die Rollen. Die Abbildung zeigt, daß für die beiden Messungen die Rollenpunkte ziemlich dicht zusammen bleiben. Wenn es überhaupt eine Veränderung gibt, dann die in Richtung einer schwachen Tendenz hin zur Mitte der Zeichnung für die zweite Messung. Das würde also bedeuten, daß beim zweiten Meßzeitpunkt die Ratings weniger extrem ausgeprägt sind. Auch die Skalen liegen dicht beieinander und verändern sich über die Zeit nur wenig.

Abbildung 10 gibt die 200 Punkte der Rollen-Skalenkombinationen für die beiden Messungen wieder. Diese Abbildung läßt sich am besten zusammen mit Abbildung 8 erläutern. Abbildung 8 zeigt, daß mit Ausnahme von Patient 5 fast alle Patienten zwischen den Pfeilen von Patient 18 und 19 liegen. Patient 18 hat niedrige Werte auf Skalen-Rollen-Kombinationen wie 0-1, 3-1, 6-1, 0-6, 2-6, 5-6 und 6-6. Das weist darauf hin, daß die Rollen 1 (jemand, dem ich mißtraue) und 6 (jemand, den ich nicht leiden kann) geringe Werte auf den Skalen 0, 2, 3, 5 und 6 (sympathisch, interessiert, warm, offen und verständnisvoll) erhalten haben.

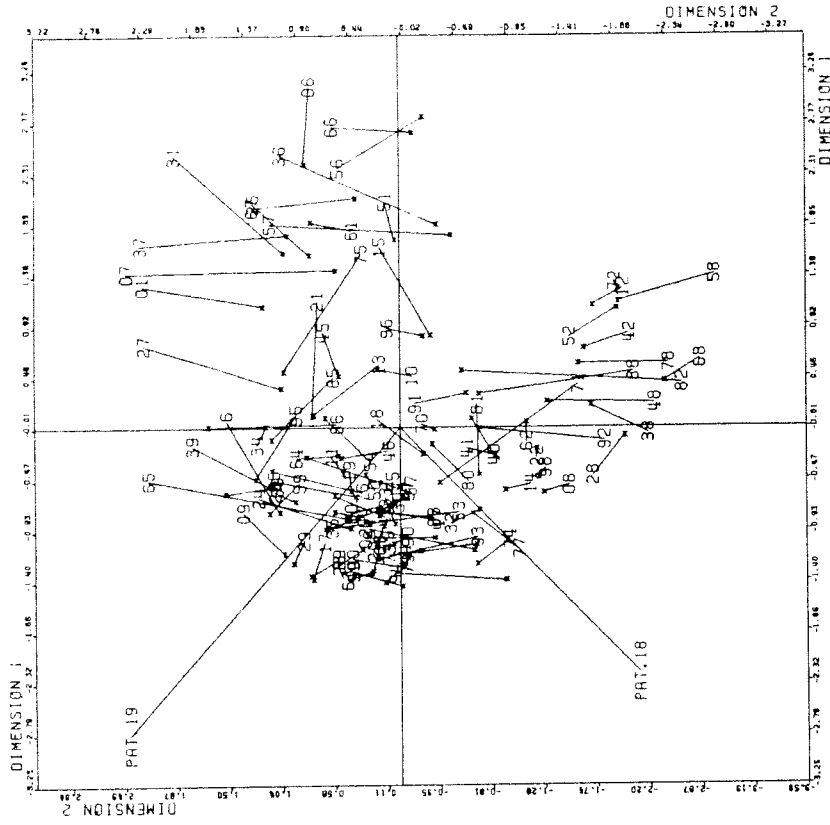


Abb. 10: Analyse IIA: Positionen der Skalen-Rollenkombinationen für die beiden Meßzeitpunkte (der erste Meßzeitpunkt ist beschriftet, der zweite mit einem Stern bezeichnet; die erste Zahl bezeichnet jeweils die Skala, die zweite die Rolle, so daß sich Kombinationen von 00-99 ergeben).

Patient 19 hat geringe Werte auf Skalen-Rollen-Kombinationen wie 1-2, 2-2, 4-2, 5-2, 7-2, 8-2, 9-2, 5-8, 6-8 und 7-8, was darauf hinweist, daß die Rolle 2 (Mutter) geringe Werte auf den Skalen dominant, interessiert, entschieden, offen, sicher aktiv und fähig hat, während die Rolle 8 (Vater) geringe Werte für offen, verständnisvoll und sicher hat. Für alle diese extremeren Rollen-Skalenkombinationen auf der rechten Seite der Abbildung (sowohl in der oberen als auch in der unteren Hälfte der Zeichnung) zeigen sich weniger ausgeprägte Einschätzungen bei der zweiten Messung, d.h., daß sich beim zweiten Meßzeitpunkt, im Vergleich zum

ersten, das Ausmaß der negativen Einschätzungen verringert hat. Der Patient 5 stellt einen Sonderfall dar, einmal ist der Pfeil dieses Patienten nicht besonders lang, was darauf hinweist, dass seine Ratings nicht adäquat in einer zweidimensionalen Auswertung darstellbar sind, und er so insgesamt nicht gut in die Zeichnung passt. Festhalten läßt sich immerhin, daß er eine positive Einstellung gegenüber den Elternrollen zeigt, und niedrige Skalenwerte für nichtgeliebte und nichtvertrauensverweckende Rollen verwendet.

Schließlich zeigt die Abbildung 11 die Faktorenloadungen, die sich aufgrund der Datenstruktur in der PCA IIB ergeben (hier kommt jeder

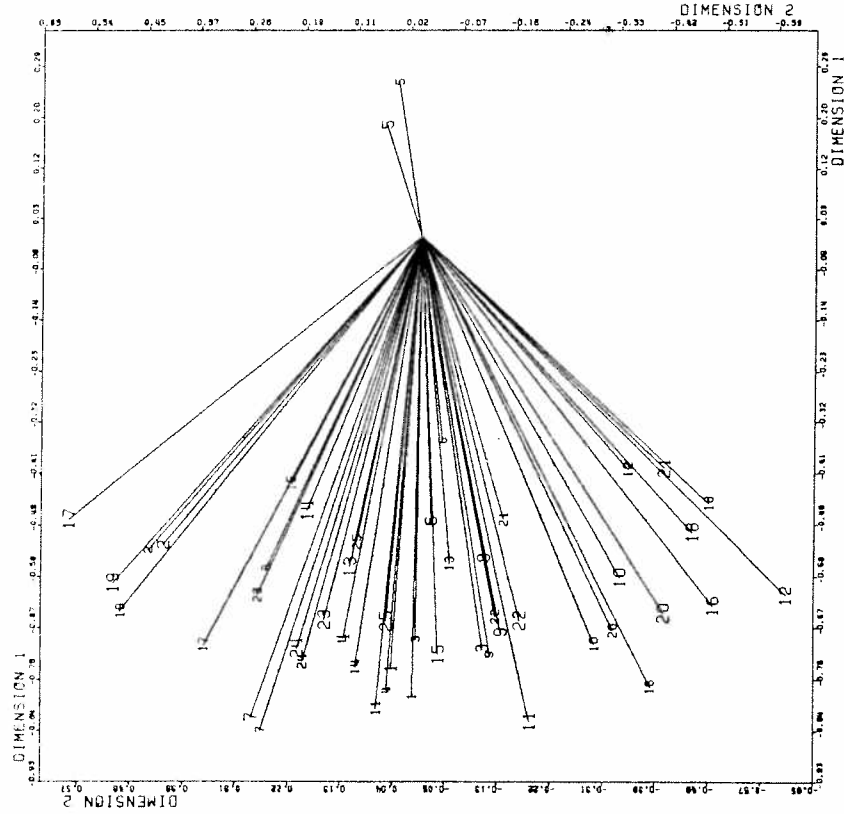


Abb. 11: Analyse IIB: Faktorenloadungen von 50 Patienten, d.h. je 25 Patienten zum Meßzeitpunkt 1 und 2 (die größere Beschriftung bezeichnet den Meßzeitpunkt 1).

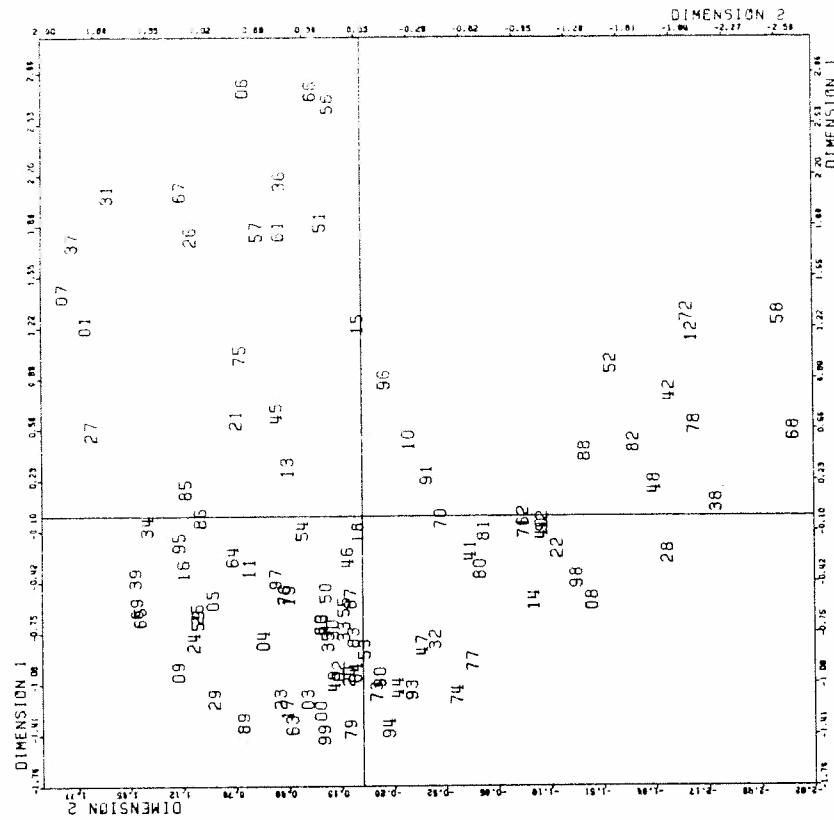


Abb. 12: Analyse IIB: Positionen der Skalen-Rollenkombinationen (die erste Zahl der Beschriftung bezeichnet jeweils die Skala, die zweite die Rolle, so daß sich Kombinationen von 00-99 ergeben).

Patient zweimal als Variable vor) und in Abbildung 12 sind die Punkte der entsprechenden Rollen-Skalenkombinationen wiedergegeben. Hier gibt es also zwei Pfeile für jeden Patienten, und nur einen Punkt pro Rollen-Skalenkombination. Die Ergebnisse sind fast identisch mit denen der Analyse IIA. Die Rollen-Skalen-Kombinationen in Abbildung 12 sind fast genau so lokalisiert wie die in Abbildung 10, und auch die Faktorenloadungen der Patienten in Abbildung 11 sind sehr ähnlich wie die in Abbildung 8, da die meisten Patienten nur sehr geringe Veränderungen zwischen den Meßzeitpunkten 1 und 2 zeigen. Nur einige Patienten (8,

15, 17 und 21) weisen größere Veränderungen in ihren Faktorenladungen im Vergleich von der ersten zur zweiten Messung auf.

### 5. Diskussion

In der Untersuchung wurden anhand eines konkreten Datensatzes die multimodalen Auswertungsmöglichkeiten mit Hilfe der PCA in einer überwiegend graphischen Darstellungsform aufgezeigt. Die Grenzen einer direkten Übertragbarkeit auf andere Datensätze sind im Rahmen unterschiedlicher Fragestellungen und Datenarten vor allem da zu sehen, wo das Verfahren der Faktorenanalyse dem Untersucher Eingriffsmöglichkeiten läßt bzw. Entscheidungen abverlangt; einige davon, wie z.B. die Wahl von Kovarianz- oder Korrelationsmatrizen und mögliche Effekte von Skalenumpolungen wurden bereits kurz diskutiert.

Bislang wurde ein Aspekt der PCA nicht genauer angesprochen, nämlich die Adäquatheit der Faktorenlösungen bzw. der Anteil der erklärten Varianz. Die Anteile aufklärter Varianz betragen für die Analysen IA, IB, IIA und IIB in dieser Reihenfolge: .67, .61, .48 und .47. Daß in der Analyse IA mit zwei Dimensionen, 67% der Varianz erklärt werden, deutet darauf hin, daß die Patienten so etwas wie ein gemeinsames Konzept der Skalen benutzen. Darüberhinaus lassen sich diese beiden Dimensionen, auch von ihrer inhaltlichen Bedeutung her, sehr leicht interpretieren. Der Grund dafür, daß der Anteil erklärter Varianz für die Analysen IIA und IIB geringer ist als für die Analysen IA und IB, liegt vermutlich in der Elimination der subjektiven Tendenzen bei der Benutzung der Skalen: Die Unterschiede zwischen den ursprünglich individuell verschiedenen Gesamtwerten werden ausgeschaltet.

In unserem Beispiel treten keine größeren Unterschiede zwischen den Analysearten A und B auf. Von der theoretischen Grundannahme her impliziert die Analyse IA, daß *dieselbe Interpretation* der zugrundeliegenden Skalendimensionen für beide Messungen angewendet werden kann, während in der Analyse IB die Möglichkeit für *Dimensionsveränderungen* offen bleibt. Zum Beispiel hätte die Dimension Dominanz bei der zweiten Messung ein größeres Gewicht erhalten können, was aber, wie die Ergebnisse zeigen, nicht wirklich eingetreten ist.

Ähnliche Überlegungen treffen auf die Analysen IIA und IIB zu. Für die Analyse IIB wird angenommen, daß die Rollen-Skalenkombinationen für beide Meßzeitpunkte dieselben sind, so, als ob sie also identische Stimuli zu Beginn und am Ende der Therapie darstellen. Jeder Patient ist aber durch zwei Pfeile repräsentiert, die verdeutlichen, daß er bei jedem Meßzeitpunkt unterschiedlich reagiert. In der Analyse IIA wird vor-

ausgesetzt, daß die Patienten sich nicht verändern, aber die Rollen-Skalenkombinationen bei beiden Messungen verschiedene Stimuli darstellen.

Die dargestellten Analysen zeigen die Veränderung eines Patienten nur im Rahmen der Veränderung, der durch die Antworten aller 25 Patienten vorgegeben ist. Man könnte natürlich die PCA auch auf die individuellen Grids anwenden. Das würde bei zwei Messungen 25 x 2 Einzelösungen, z.B. wiederum jeweils mit 2 Dimensionen, ergeben. Man könnte dann auch versuchen, herauszufinden, in welchem Ausmaß die Individualergebnisse einem allgemeinen Muster entsprechen, bzw. wirklich nur ganz individuell zu interpretieren sind. Analysen dieser Art wären z.B. für den Therapeuten interessant, der etwa die psychometrisch gewonnenen Ergebnisse mit seinen subjektiven Eindrücken von einem Patienten vergleichen könnte. Für den Therapeuten mögen solche Vergleiche u.U. sehr nützlich sein, sie gehen aber eindeutig über das Ziel dieser, vor allem auf methodische Aspekte beschränkten, Untersuchung hinaus.

### Literatur

- Fransella, F. & Bannister, D.: *A Manual for Repertory Grid Technique*. London: Academic Press, 1977.
- Gifi, A.: Non-linear multivariate analysis. Institut für Daten Theorie. Universität Leiden, 1981.
- Hentschel, U. & Burkat-Austen, S.: Der Patient und sein Psychotherapeut: Eine Analyse zur Therapiewahl und Überlegungen zur Bedeutsamkeit der Personenwahrnehmung in der Psychotherapie. *Zeitschrift für Psychosomatische Medizin und Psychoanalyse*, 1983, 29:321–333.
- Kelly, G. A.: *The psychology of personal constructs*. New York: Norton, 1955.
- Shaw, M. L. G.: *Recent Advances in Personal Construct Technology*. London: Academic Press, 1981.
- Van de Geer, J. P.: *Introduction to linear multivariate data analysis*. Leiden: DSWO Press, im Druck.
- Van der Kloot, W. A.: *A cognitive structure approach to person perception: Five studies on the implicit theory of personality*. Phil. Diss. Universitat Leiden, 1975.
- Van der Kloot, W. A. & Kroonenberg, P. M.: Group and individual implicit theories of personality. An application of three-mode principal component analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 1982, 17:471–492.
- Van der Kloot, W. A., Kroonenberg, P. M. & Bakker, D.: Implicit theories of personality: Further evidence of extreme response style. *Multivariate Behavioral Research*. (im Druck).
- Van der Kloot, W. A. & Slooff, N.: Een circumplex structuur van persoonlijkheidsbeoordelingen. *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*. 1985 (im Druck).
- Visser, R. A.: *Analysis of longitudinal data in behavioral and social research*. Leiden: DSWO Press, 1985.
- Wiggins, J. S.: A psychological taxonomy of trait-descriptive terms: The interpersonal domain. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1979, 37:593–412.