

BIELEFELDER ARBEITEN ZUR SOZIALPSYCHOLOGIE

Psychologische Forschungsberichte,  
herausgegeben von Hans Dieter Mummendey,  
Universität Bielefeld

Nr.81 (Dezember 1981)

Rainer Riemann:

Einstellungsmessung mittels  
der Grid-Technik.

2.Teil:

Empirische Ergebnisse

Zusammenfassung:

Im vorliegenden 2.Teil der Arbeit werden die Ergebnisse einer ersten empirischen Überprüfung der im 1.Teil (RIEMANN, 1981) vorgeschlagenen Verfahren zur Erfassung von Einstellungen und Einstellungsstrukturen mittels der Grid-Technik dargestellt. Einstellungswerte und Einstellungsstrukturen wurden für zwei unterschiedliche Einstellungsbereiche bestimmt. Während anhand des Einstellungsbereiches "Politische Parteien" die Kapazität der vorgeschlagenen Verfahren aufgezeigt werden kann, werden bei der Untersuchung des Einstellungsbereiches "Tätigkeiten von Sozialarbeitern" einige Probleme des Ansatzes erkennbar.

(Die vorliegende Arbeit wurde teilweise unterstützt durch eine Sachbeihilfe der Deutschen Forschungsgemeinschaft, Forschungsschwerpunkt 'Einstellung und Verhalten', Mu 597/2-1)

Im ersten Teil dieser Arbeit (RIEMANN, 1981) wurde die Gridtechnik als Verfahren zur Erfassung von Einstellungen und Einstellungsstrukturen vorgeschlagen. Dazu wurden die theoretischen und methodischen Grundlagen der Gridtechnik skizziert und drei Einstellungsmaße bestimmt, mit deren Hilfe es möglich ist, aus Griddaten individuelle Einstellungswerte für eine Reihe von Objekten (Elementen) zu bestimmen. Im vorliegenden zweiten Teil werden zwei Untersuchungen beschrieben, in denen die Güte der vorgeschlagenen Verfahren empirisch untersucht wurden. Dazu wurden zwei heterogene Einstellungsbereiche ausgewählt: Einstellungen zu politischen Parteien und Einstellungen zu Tätigkeiten von Sozialarbeitern in der Jugendarbeit. Der erste Einstellungsbereich wurde gewählt, um die prinzipielle Brauchbarkeit der vorgeschlagenen Verfahren in einem "klassischen" Einstellungsbereich zu überprüfen, in dem von stabilen, eindeutig differenzierten Einstellungen ausgegangen werden kann. Für den zweiten Einstellungsbereich wird angenommen, daß die Einstellungen der Probanden nicht so eindeutig strukturiert sind. Der vorgeschlagene Ansatz sollte also quasi an extremen Eckpunkten des möglichen Anwendungsbereichs überprüft werden. Ziel der beiden Untersuchungen war es, individuelle Einstellungs- und Reliabilitätswerte zu bestimmen und die konvergente Validität der vorgeschlagenen Einstellungsmaße zu überprüfen. Weiter sollten individuelle Einstellungsstrukturen bestimmt und die Reliabilität der gefundenen Strukturen abgeschätzt werden.

### Untersuchung von Einstellungen gegenüber politischen Parteien

#### Methode

An der Untersuchung nahmen neun Studenten freiwillig und ohne Bezahlung teil. Als Elemente des Gridtests wurden die sieben größten Parteien in der Bundesrepublik ausgewählt und in zufälliger Reihenfolge in den Gridtest aufgenommen (FDP, NPD, CSU, GRÜNE, DKP, CDU, SPD). Zusätzlich wurde ein Element "Idealpartei" vorgegeben. Persönliche Konstrukte wurden mit Hilfe der Minimum Context Form (vgl. Teil I dieser Arbeit, S.7) erhoben. Da das "Idealelement" nur zum Zweck der Einstellungsmessung in den Gridtest aufgenommen wurde (vgl. Teil I, S.17), wurde es in den Triadenvergleichen nicht berücksichtigt. Von den bei sieben Elementen möglichen 35 Triadenvergleichen wurden 17 ausgewählt, (vgl. Abbildung 1). In den Vergleichen sind die Elemente CSU, FDP, DKP, GRÜNE und NPD jeweils siebenmal, die Elemente CDU und SPD jeweils achtmal vertreten.

Abbildung 1: Gridtest für Einstellungen zu Parteien

							"Idealpartei"					
FDP	NPD	CSU	GRÜNE	DKP	CDU	SPD	+3	+2	+1	-1	-2	-3
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	
<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	1.				- 2.	

Die Probanden sollten den Elementen auf jedem Konstrukt eine Zahl zwischen +3 (Konstruktpol trifft voll zu) und -3 (Konstrastpol trifft voll zu) zuordnen. Um die Einstellungen mit Hilfe des KRxB-Maßes (vgl. Teil I, S.16) und des KRxB-Maßes (vgl. Teil I, S.19) berechnen zu können, wurden zusätzlich zu den Griddaten Bewertungen der Konstruktpole auf einer "positiv-negativ"-Skala erhoben, die ebenfalls von +3 (sehr positiv) bis -3 (sehr negativ) reichte. Die Probanden wurden aufgefordert, dem Idealelement auf jedem Konstrukt den von ihnen bevorzugten Wert zuzuordnen.

Der Gridtest wurde in Einzelsitzungen durchgeführt. Die Probanden erhielten eine schriftliche Instruktion, in der zunächst das Ausfüllen des Gridtests erläutert und an Übungsaufgaben eingeübt wurde. Der Gridtest ist in Abbildung 1 wiedergegeben. Die Probanden sollten den Gridtest zeilenweise bearbeiten, indem sie zunächst die durch einen Kreis gekennzeichneten Elemente betrachten

und hinter (1.) eine Eigenschaft eintragen, die zwei der Parteien gemeinsam haben (Konstruktpol) und hinter (2.) die Eigenschaft, die die dritte Partei von den beiden anderen unterscheidet (Kontrastpol). Dann sollte für jede Partei ein Rating auf dem Konstrukt vorgenommen werden (Konstruktrating). Auf diese Weise wurden alle Zeilen des Gridtest bearbeitet. Anschließend wurde ein direktes Einstellungsrating auf einer "positiv-negativ"-Skala für jedes Element erhoben, die mit der Skala für die Bewertungen der Konstruktpole identisch war. Die Bewertungen der Konstruktpole wurden anschließend erfaßt.

### Ergebnisse

Für jede Person wurden für jede Partei drei Einstellungswerte mit Hilfe der im ersten Teil beschriebenen Einstellungsmaße (RIEMANN, 1981, S.16 ff) bestimmt. Zur Überprüfung der konvergenten Validität dieser Maße wurden Interkorrelationen berechnet und die Korrelationen mit dem direkten Einstellungsrating bestimmt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 wiedergegeben.

Tabelle 1:

Gemittelte Korrelationen der Einstellungsmaße  
(nach z-Transformation nach FISHER)

	<u>KR x KB</u>	<u>KR x GB</u>	<u>Ideale1.</u>
<u>KR x GB</u>	0.9996		
<u>Ideale1.</u>	-0.9821	-0.9849	
<u>dir.Rating</u>	0.9412	0.9435	-0.9351

Entsprechend den Erwartungen sind die Korrelationen zwischen den Einstellungsmaßen recht hoch. Zu beachten ist, daß das Idealelement-Maß anders "gepolt" ist als die anderen Maße. Aus diesem Grund sind die Korrelationen zwischen dem Idealelement-Maß und den übrigen Einstellungsmaßen negativ.

Zur Abschätzung der Reliabilität der Einstellungswerte wurde ein Verfahren gewählt, das der Halbierungstechnik zur Bestimmung der Reliabilität sehr ähnlich ist (vgl. LIENERT, 1967, S.219 ff). Der gesamte Gridtest einer Person wurde in zwei Hälften unterteilt. Die erste Hälfte enthielt nur die Konstrukt-ratings auf den ungeraden Konstrukten, also dem ersten, dritten usw. ( $n = 9$ ), und die zweite Hälfte nur die Ratings auf den geraden Konstrukten ( $n = 8$ ). Dann wurden die Einstellungswerte (KR x KB-Maß, Idealelement-Maß) für jede Hälfte getrennt berechnet und miteinander korreliert. Der Unterschied zur Halbierungstechnik der klassischen Testtheorie besteht darin, daß Korrelationen für jede Person über verschiedene Einstellungsobjekte bestimmt wurden und nicht über verschiedene Personen für ein Einstellungsobjekt. Dieses Vorgehen entspricht auch der Definition der Reliabilität eines ideographischen Meßinstrumentes, die RATHOD vorgenommen hat (vgl. Teil I, S.12). Bei RATHOD ist ein Aspekt der Reliabilität, die Stabilität der Ergebnisse gegenüber Unterschieden in der Informationssammlung.

Für die Einstellungswerte, die mit Hilfe des KR x KB-Maßes bestimmt wurden, ergab sich nach einer z-Transformation ein Mittelwert der Korrelationen von  $\bar{r} = 0.9617$ , für das KR x GB-Maß ein Mittelwert von  $\bar{r} = 0.9598$  und für das Idealelement-Maß ein Mittelwert von  $\bar{r} = 0.9029$ .

Zur Bestimmung der Einstellungsstrukturen wurden aus den Griddaten zunächst Unähnlichkeitswerte zwischen den Elementen berechnet. Als Unähnlichkeitsmaß wurde das euklidische Distanzmaß verwendet ( $d = \sqrt{(x_{ij} - x_{ij})^2 \cdot \frac{1}{2}}$ ). Im Gegensatz zu Ähnlichkeits- bzw. Unähnlichkeitsmaßen, die auf Maßkorrelationen beruhen, werden bei diesem Distanzmaß auch Mittelwertunterschiede und nicht nur die Kovarianzen berücksichtigt. Da das Ähnlichkeits- bzw. Unähnlichkeitsmaß Aussagen darüber gestatten soll, wie (un-)ähnlich zwei Objekte konstruiert werden, ist die Berücksichtigung der Mittelwertinformation von großer Bedeutung. Die Unähnlichkeitsmatrizen wurden mit Hilfe des INDIFF-Modells von SCHULZ analysiert (vgl. z.B. SCHULZ, 1971).

In diesem Modell wurden zunächst für jedes Individuum Hauptkomponentenanalysen (Individualraum) berechnet. Als nächstes wird eine Gruppenlösung bestimmt, ein lineares Modell mit Berücksichtigung individueller Differenzen, das große Ähnlichkeit mit dem IDIOSCAL-Modell von CARROLL und CHANG (vgl. CARROLL u. CHANG, 1970) und der dreimodalen Faktorenanalyse, die von TUCKER (vgl. TUCKER, 1972) vorgeschlagen wurde, besitzt. Diese Gruppenlösung basiert auf einer Summation der aus den individuellen Unähnlichkeitsmatrizen berechneten Skalenproduktmatrizen. Das Ergebnis dieser Gruppenlösung ist eine Darstellung der Elemente in einem Gruppenraum und die Bestimmung von Transformationsmatrizen, die es für jedes Individuum ermöglichen, den Individualraum aus dem Gruppenraum zu rekonstruieren. Daran anschließend wird überprüft, ob die gefundenen individuellen Strukturen nahezu deckungsgleich sind, d.h. ob ihnen identische Dimensionen zugrunde liegen. Ist diese strenge Anforderung erfüllt, wird eine weitere Gruppenlösung mit individuellen Gewichtungen der Dimensionen bestimmt.

Für das INDIFF-Modell wurde von SCHULZ u. PITTNER ein Computerprogramm erstellt (SCHULZ u. PITTNER, 1976). Dieses Programm wurde zur Analyse der vorliegenden Daten verwendet. Zur Bestimmung der Gruppenlösung ist es zunächst erforderlich, die Anzahl der Dimensionen des Individualraumes jeder Person festzulegen, die als wesentlich angesehen werden. Dazu wird der Eigenwertverlauf betrachtet (Eigenwerte in Prozent der Spur). Die Anzahl der als wesentlich angesehenen Dimensionen wurde mit der Anzahl der Eigenwerte gleichgesetzt, die zusammen mindestens 80 % der Spur ausmachen. Wenn es darüber hinaus noch einen Eigenwert gab, der mehr als 10 % der Spur ausmachte, wurde die Anzahl der Dimensionen entsprechend erhöht.

Die strengen Anforderungen des Modells mit individuellen Gewichtungen der Dimensionen konnten nicht erfüllt werden. (SCHULZ, 1971, hat eine Prüfgröße definiert, die vernachlässigbar klein werden muß. Ihr Wert beträgt für die vorliegenden Daten über 22 %.) Es kann also nicht davon ausgegangen werden, daß alle Probanden identische Dimensionen zur Kognition von politischen Parteien heranziehen. Da hier jedoch nicht die inhaltliche Fragestellung im Vordergrund steht, soll auf eine detaillierte Analyse der Einstellungsstrukturen verzichtet werden. Eine gute Repräsentation der Einstellungsstruktur ist durch das lineare Modell mit Berücksichtigung individueller Differenzen gegeben, das als eine gemittelte Raumlösung angesehen werden kann. Die Koordination der Elemente in diesem Gruppenraum sind in Tabelle 2 wiedergegeben.

Eine zweidimensionale graphische Darstellung des Gruppenraumes ist in Abbildung 2 zu finden. Die Betrachtung des Eigenwertverlaufs der Summenmatrix der Skalarproduktmatrizen (Gruppenlösung) legt eine zweidimensionale Interpretation des Gruppenraumes nahe. Die ersten beiden Eigenvektoren machen 89,7 % der Spur aus, der dritte lediglich noch 5,8 %. Die erste Dimension läßt sich als "konservativ versus fortschrittlich", die zweite Dimension als "extrem versus gemäßigt" beschreiben.

Tabelle 2:

Koordinaten der Elemente im Gruppenraum

	<u>1. Dimension</u>	<u>2. Dimension</u>
FDP	2.855	11.945
NPD	-27.822	-12.234
CSU	-25.561	2.340
GRÜNE	24.488	-1.650
DKP	10.193	-24.741
CDU	-18.327	10.222
SPD	5.588	10.387
Idealp.	28.585	3.751

Zur Abschätzung der Reliabilität der Einstellungsstrukturen wurde ebenso vorgegangen wie bei der Untersuchung der Reliabilität der Einstellungswerte. Auf die beschriebene Weise wurde jeder Gridtest in zwei Hälften aufgeteilt. Aus jeder Testhälfte wurden Unähnlichkeitswerte zwischen den Elementen bestimmt. Die Unähnlichkeitsmatrizen wurden miteinander korreliert.

Diskussion der ersten Untersuchung

Die Ergebnisse dieser ersten Überprüfung der im ersten Teil dieser Arbeit aufgestellten Modelle zur Berechnung von Einstellungen aus Griddaten können

Abbildung 2 : Graphische Darstellung des Gruppenraumes

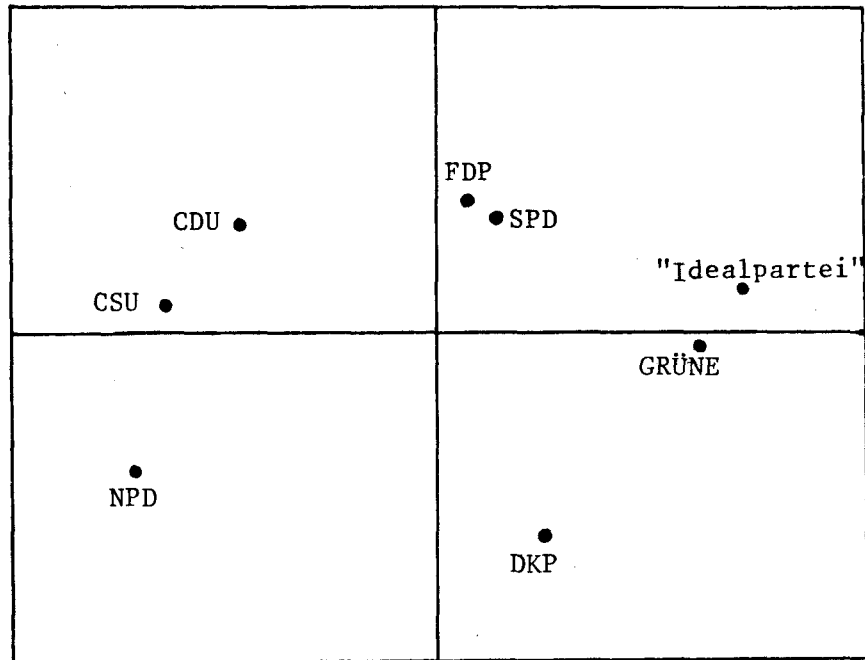
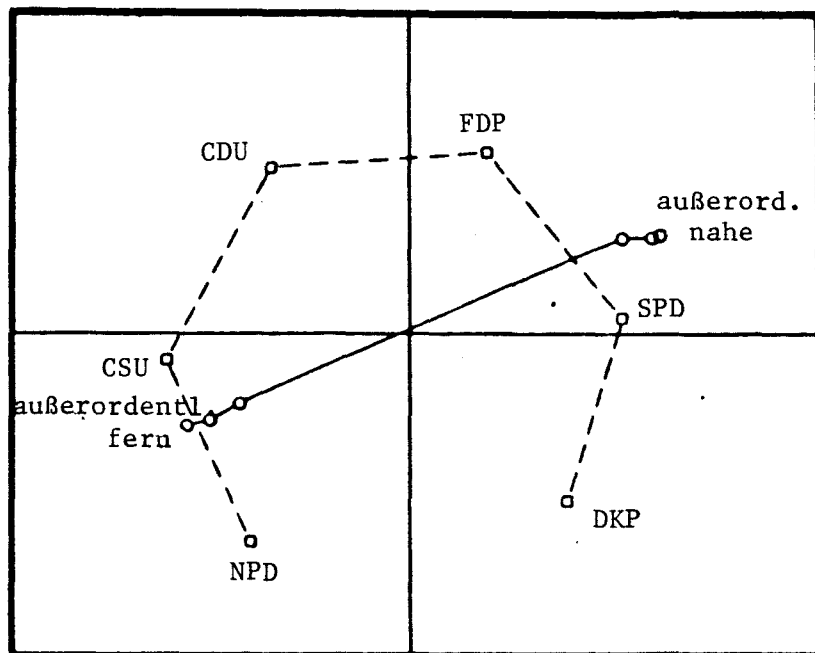


Abbildung 3 : Gruppenlösung für sieben politische Parteien  
(aus FEGER u. WIECZOREK, 1980, S.168, vergrößert,  
Bezeichnungen eingefügt und um 90° Grad rotiert)





als sehr zufriedenstellend angesehen werden. Die Übereinstimmung zwischen den mit Hilfe von Konstruktratings und Konstruktbewertungen berechneten Einstellungen und den Einstellungen, die mit Hilfe des Idealelements bestimmt wurden, ist sehr hoch. Dabei muß allerdings berücksichtigt werden, daß die Maße nicht unabhängig voneinander sind, da in beide Maße die Ratings der Elemente auf den einzelnen Konstrukten eingehen. Die sehr hohe Korrelation zwischen den mit Hilfe des KR x KB-Maßes und den mit Hilfe des KR x GB-Maßes bestimmten Einstellungen spiegelt wieder, daß die Probanden bei nahezu allen Konstrukten einen Pol negativ und einen Pol positiv bewertet haben und diese Bewertungen dem Betrag nach sehr häufig identisch waren. Als weiterer Hinweis auf eine hohe Validität kann die sehr gute Übereinstimmung der drei "Gridmaße" mit dem direkten Einstellungsrating gewertet werden. Hierbei kommt sicher zum Tragen, daß die Probanden gegenüber politischen Parteien über stabile, eindeutig differenzierte Einstellungen verfügen. Die hohe Übereinstimmung der aus den beiden Hälften des Gridtests gewonnenen Einstellungswerte kann als ein Hinweis auf eine gute Reliabilität der Einstellungsmaße angesehen werden.

Zur Erfassung von individuellen Einstellungsstrukturen erscheint die Gridtechnik ebenfalls als geeignet. Eine gute Abbildung der Konstruktionsprozesse eines Individuums liefert die Hauptkomponentenanalyse, besonders, wenn Elemente und Konstrukte in demselben Raum dargestellt werden. Dann kann die Struktur der Einstellungsobjekte auch mühelos in den Begriffen des Individuums beschrieben werden.

Die hohen Korrelationen der aus den beiden Hälften der Gridtests gewonnenen Distanzmatrizen weist auf eine zufriedenstellende Reliabilität der Einstellungsstrukturen hin. Die große Streuung dieser Korrelationen läßt jedoch eine genauere Untersuchung der Reliabilität der Einstellungsstrukturen als notwendig erscheinen.

Als Hinweis auf eine hohe Validität der hier gefundenen Einstellungsstruktur kann die gute Übereinstimmung der hier gefundenen Gruppenlösung mit einer von FEGER und WIECZOREK (1980) berichteten Gruppenlösung angesehen werden. FEGER und WIECZOREK untersuchten die Einstellungsstruktur für sechs politische Parteien. Als Ausgangsdaten wurden Präferenzurteile (vgl. FEGER und WIECZOREK, 1980, S.155) erhoben. Diese wurden mit Hilfe non-metrischer multidimensionaler Skalierungen analysiert. Die Gruppenlösung wurde mit Hilfe

des PINDIS-Modells von LINGOES und BORG (1978) über 14 Probanden bestimmt. Diese Lösung ist in Abbildung 3 wiedergegeben. Die hier gefundene relativ größere Distanz zwischen SPD und DKP kann dadurch erklärt werden, daß die GRÜNEN in die Liste der Parteien aufgenommen wurden, während dies bei FEGER und WIECZOREK nicht der Fall ist. FEGER und WIECZOREK kommen zu der gleichen Interpretation der Dimensionen, wie sie hier vorgenommen wurde.

#### Untersuchung der Einstellungen von Sozialarbeitstudenten zu Tätigkeiten von Sozialarbeitern in der Jugendarbeit

Mit Hilfe dieser zweiten Untersuchung sollten insbesondere einige Aspekte der Reliabilität von Einstellungswerten und Einstellungsstrukturen, die mit Hilfe eines Gridtests bestimmt werden, näher analysiert werden. Dabei stand der Aspekt der zeitlichen Stabilität von Gridmaßen im Vordergrund. Aus diesem Grund wurde einer Gruppe von Studenten der Sozialarbeit im Abstand von ungefähr 14 Tagen zweimal ein Gridtest zur Bearbeitung vorgegeben.

#### Methode

An dieser Untersuchung nahmen 10 weibliche und 6 männliche Studenten im ersten oder zweiten Fachsemester teil. Um Hinweise auf die Abhängigkeit der Ergebnisse von der Auswahl der Triadenvergleiche zu erhalten, wurde einer Teilgruppe bei der zweiten Messung ein Gridtest vorgegeben. Die beiden Teilgruppen wurden hinsichtlich Geschlecht und Bearbeitungsdauer für den ersten Gridtest parallelisiert. Ein Teilnehmer, der für die Gruppe mit neueren Triadenvergleichen vorgesehen war, erschien nicht zur zweiten Messung, ein anderer Proband, der ebenfalls dieser Teilgruppe zugeordnet war, gab an, er habe bei der ersten Messung die Instruktion falsch verstanden. Die Daten dieses Probanden wurden bei der Auswertung nicht berücksichtigt. So verblieben für die Teilgruppe mit identischen Triadenvergleichen fünf weibliche und drei männliche Studenten, für die Teilgruppe mit veränderten Triadenvergleichen fünf weibliche und ein männlicher Student. Für die Teilnahme an der Untersuchung erhielten die Probanden eine Vergütung von DM 10.-- pro Stunde.

Acht Elemente, die in einer Voruntersuchung erhoben wurden, wurden in den Gridtest aufgenommen. Dies waren:

- 1) Anleitung zur Auseinandersetzung mit gesellschaftlichen Problemen (gesellschaftliche Probleme)
- 2) als Gesprächspartner für individuelle Probleme zur Verfügung stehen (Gesprächspartner)
- 3) Veranstaltung von Freizeitgruppen (z.B. Fotogruppen, Keramikgruppen) (Freizeitgruppen)
- 4) Veranstaltung eines offenen Freizeitprogramms (Disco's, Filme) (off. Freizeit)
- 5) Hilfestellung bei Problemen mit den Eltern (Eltern)
- 6) Betreuung von ausländischen Jugendlichen (ausl. Jugendl.)
- 7) Beratung bei Drogen- und Alkoholproblemen (Drogen)
- 8) Verbesserung des Sozialverhaltens (z.B. Abbau von Aggressionen und Vorurteilen) (Sozialverhalten)

In Klammern sind jeweils Kurzbezeichnungen der Elemente angegeben, die im folgenden verwendet werden sollen. Zusätzlich zu diesen Elementen wurde das Element "ideale Tätigkeit" aufgenommen. Wie in der ersten Untersuchung wurden die persönlichen Konstrukte mit Hilfe der Minimum Context Form erhoben (vgl. RIEMANN, 1981). Aus den 56 möglichen Triadenvergleichen wurden 14 ausgewählt. Das Element "Sozialverhalten" war viermal in den Triadenvergleichen vertreten, die Elemente "Freizeitgruppe", "off. Freizeit", "ausländische Jugendliche", "gesell. Probleme" je fünfmal und die Elemente Gesprächspartner, Eltern und Drogen je sechsmal. In dem Gridtest mit den veränderten Triadenvergleichen waren die Elemente Freizeitgruppen, gesell. Probleme, Eltern, Sozialverhalten, Gesprächspartner und Drogen je fünfmal vertreten, die Elemente ausl. Jugendliche und offene Freizeit waren je sechsmal vertreten. Neben diesen Elementen wurde das Element "Ideale Tätigkeit" in den Gridtest aufgenommen. Auf die gleiche Weise wie in der ersten Untersuchung wurden ein direktes Einstellungsrating auf einer "positiv-negativ"-Skala und die Bewertungen der Konstruktpole erhoben. Der Gridtest wurde jedoch nicht als "Papier- und Bleistift"-Verfahren sondern in Form einer Sortieraufgabe durchgeführt. Dazu wurden die Elemente auf Karten übertragen, die entsprechend dem Antwortmodus der ersten Untersuchung in unterschiedliche Kästchen eines Sortierbrettes einsortiert wurden. Die Konstruktpole wurden von den Probanden auf Karten geschrieben.

Der Gridtest wurde von den Probanden in Einzelsitzungen bearbeitet. Das Bearbeiten des Gridtest wurde zunächst an einigen Übungsaufgaben eingeübt. Die Probanden benötigten für die Bearbeitung des gesamten Gridtests (ein-

schließlich der Übungsaufgaben) bei der ersten Untersuchung 102 Minuten (s=25.4) bei der zweiten Untersuchung 68 Minuten (s=13.4).

### Ergebnisse

Wie bei der ersten Untersuchung wurden zunächst wieder für jede Person für jedes Element drei Einstellungswerte mit Hilfe der im ersten Teil beschriebenen Maße bestimmt. Die gemittelten Korrelationen dieser Maße untereinander und mit dem direkten Einstellungsrating sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Diese Korrelationen sind deutlich niedriger als die Korrelationen der ersten Untersuchung. Dies läßt sich zum Teil auf die geringe Variation der Einstellungswerte für die unterschiedlichen Einstellungsobjekte zurückführen.

Tabelle 3:

Gemittelte Korrelationen der Einstellungsmaße  
(1.Messung)

	<u>KR x KB</u>	<u>KR x GB</u>	<u>Idealel.</u>
<u>KR x GB</u>	o.9442		
<u>Idealel.</u>	-o.6041	-o.8067	
<u>dir.Rat.</u>	o.5629	o.5690	-o.3834

Alle Tätigkeiten von Sozialarbeitern in der Jugendarbeit, die Elemente des Gridtests waren, werden von den Probanden positiv bewertet. Lediglich die Elemente "Veranstaltung von Freizeitgruppen" und Veranstaltung eines offenen Freizeitprogramms" werden etwas niedriger bewertet als die übrigen Ele-

mente. Diese Verringerung der "wahren" Varianz führt bei konstanter Fehlervarianz dazu, daß die Korrelationen zwischen den Einstellungsmaßen geringer werden. Dies gilt auch für die Korrelationen zwischen den Einstellungswerten der ersten und der zweiten Messung (s.u.).

Zur Überprüfung der Reliabilität der Einstellungsmaße wurde zunächst das in der ersten Untersuchung angewandte Verfahren der Halbierung des Gridtests wiederholt. Die gemittelten Korrelationen (nach z-Transformation) der aus den beiden Testhälften berechneten Einstellungswerte sind in Tabelle 4 enthalten. Zur weiteren Abschätzung der Reliabilität der Einstellungsmaße wurden die Einstellungswerte der ersten und zweiten Untersuchung für jede Person korreliert. Die (nach z-Transformation) gemittelten Korrelationen betragen für das KRxKB-Maß  $r=0.6426$ , für das KRxGB-Maß  $r=0.7081$  und für das Idealelement-Maß  $r=0.6300$ .

Um zu überprüfen, ob sich die Einstellungswerte der zweiten Messung signifikant von denen der ersten Messung unterscheiden, wurden die Einstellungswerte einer Varianzanalyse unterzogen. Bei dem vorliegenden Design handelt es sich um ein zweifaktorielles Design: Erster Faktor (feste Effekte) ist die Untersuchung (1. vs. 2.), den zweiten Faktor (feste Effekte) bilden die Einstellungsobjekte. Für beide Faktoren liegen wiederholte Beobachtungen vor. Für jedes Einstellungsmaß wurde eine Varianzanalyse berechnet. Die Ergebnisse sind für die drei Einstellungsmaße identisch. Der Effekt der Untersuchung wird für keines der Maße signifikant, der Effekt der Einstellungsobjekte wird für alle drei Maße signifikant, ebenso die Interaktion: Untersuchung x Einstellungsobjekte. Wegen des Vorliegens einer signifikanten Interaktion wurden die einfachen Haupteffekte geprüft. Für keines der Maße wird der Effekt eines Einstellungsobjektes signifikant. Jedoch ist der Effekt des Faktors Einstellungsobjekte für die erste Untersuchung signifikant, für die zweite Untersuchung jedoch nicht. Für die erste Messung gibt es also signifikante Unterschiede zwischen den Einstellungsobjekten, bei der zweiten Messung nicht.

Als ein weiterer Aspekt der Reliabilität wurde der Einfluß der Auswahl der Triadenvergleiche auf die Einstellungswerte überprüft. RATHOD (1980) (vgl. Teil I dieser Arbeit, S.7) hat die Invarianz eines ideographischen Meßinstrumentes gegenüber Unterschieden in der Informationssammlung als einen Aspekt der Reliabilität dieser Verfahren definiert. Als ein wesentlicher Teil der Informationssammlung wird die Auswahl der Triadenvergleiche angesehen. Es sollte überprüft werden, ob die Einstellungswerte der Teilgruppe mit den

gleichen Triadenvergleichen für die beiden Untersuchungen besser übereinstimmen als für die Teilgruppe, die bei der zweiten Untersuchung neue Triadenvergleiche erhielt. Die Korrelationen zwischen den Einstellungswerten der beiden Messungen für die beiden Teilgruppen sind in Tabelle 5 wiedergegeben.

Tabelle 4:

Gemittelte Korrelationen der Einstellungswerte der beiden Testhälften

	<u>1. Messung</u>	<u>2. Messung</u>
<u>KR x KB</u>	o.726o	o.6488
<u>KR x GB</u>	o.7638	o.2858
<u>Idealel.</u>	o.684o	o.6338

Tabelle 5:

Korrelationen zwischen den Einstellungswerten der ersten und zweiten Messung getrennt für die beiden Teilgruppen

	<u>Gruppe A (veränd. Triadenvergl.)</u>	<u>Gruppe B (unveränd. Tr.)</u>	
KR x KB	r= o.565	r= o.693	p <sup>+</sup> = o.3o2
KR x GB	r= o.563	r= o.789	p= o.196
Idealel.	r= o.662	r= o.6o4	p= o.586

+) exakter FISHER-PITMAN Randomisierungstest

Die Überprüfung der Frage, ob die gefundenen Unterschiede zwischen den gemittelten Korrelationen und den gemittelten Distanzmaßen statistisch bedeutsam sind, ist recht schwierig. Das von HOFSTÄTTER und WENDT (1966, S.163) vorgeschlagene Verfahren zur Überprüfung von Unterschieden zwischen gemittelten Korrelationen ist sicher nur für große Stichproben zulässig. Aus diesem Grunde wurden die Korrelationen nach einer z-Transformation nach FISHER als normale Meßwerte aufgefaßt. Die Mittelwertunterschiede wurden dann mit Hilfe des FISHER-PITMAN-Randomisierungstests für zwei unabhängige Stichproben (vgl. LIENERT, 1973, S.420) auf Signifikanz geprüft. Die Ergebnisse des Tests sind ebenfalls in Tabelle 5 enthalten. Die  $H_0$  (die Korrelationen sind für die beiden Gruppen gleich) konnte in keinem Fall verworfen werden. Die Einstellungswerte der beiden Gruppen für die zweite Messung wurden zusätzlich mit Hilfe von Varianzanalysen verglichen. Es ergaben sich keine signifikanten Unterschiede zwischen den Gruppen.

Zur Überprüfung der Reliabilität der Einstellungsstrukturen wurden zunächst für jedes Individuum die Unähnlichkeiten zwischen den Elementen mit Hilfe des euklidischen Distanzmaßes bestimmt. Die so erhaltenen Distanzmatrizen wurden einer Hauptkomponentenanalyse unterzogen. Die dreidimensionalen Lösungen der Hauptkomponentenanalyse für die erste und zweite Messung bei den Studienanfängern wurden mit Hilfe eines Faktorenstrukturvergleichs verglichen. Dazu wurde ein Computerprogramm (FAST) von GEBHARDT (1967) benutzt.

Dieses Programm geht von den zu vergleichenden Faktormatrizen aus, in diesem Fall den Ladungen der Elemente auf den ersten drei Hauptkomponenten. Die Faktormatrizen werden so rotiert, daß die Ähnlichkeit zwischen ihnen maximal wird. Diese Rotation ist orthogonal, d.h., die Distanzen zwischen den Elementen bleiben für die Faktorlösungen unverändert. Zwischen den Faktorlösungen wird dann ein Ähnlichkeitsmaß berechnet. Dabei handelt es sich um ein von BURT (1948) vorgeschlagenes Maß, das dieser als "unadjusted correlation" bezeichnet, da bei diesem Maß auch Mittelwertunterschiede berücksichtigt werden. Bei der Hauptkomponentenanalyse ist jedoch der Mittelwert der Ladungen auf jedem Faktor gleich null. Aus diesem Grund entspricht das Ähnlichkeitsmaß dem Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten, wenn alle Variablen (hier Elemente), die in die Hauptkomponentenanalyse eingegangen sind, bei dem Vergleich berücksichtigt werden. Dies ist bei den hier vorgenommenen Vergleichen der Fall.

Zur Interpretation des Ähnlichkeitsmaßes macht GEBHARDT (1968) folgende Angaben, die sich auf Faktorenmatrizen beziehen, die anhand von Stichproben aus der gleichen Population gewonnen wurden: "Ähnlichkeiten bis etwa 0.4 oder

oder 0.5 zeigen keinerlei Verwandtschaft der Faktorenstrukturen. Bei Faktorenmatrizen aus der gleichen Population kann man Ähnlichkeiten über 0.9, bei kleiner Variablen- und großer Probandenzahl auch über 0.99 erwarten. ... Koeffizienten unter 0.8 sollten nur noch mit großer Vorsicht als Hinweis auf vorliegende Verwandtschaft der Faktorenstrukturen interpretiert werden" (GEBHARDT, 1968, S.595). HAVEN und TEN BERGE (1977, zit. nach TEN BERGE, 1977) kommen in einer Untersuchung, in der sie die Beziehung zwischen einem Ähnlichkeitskoeffizienten (TUCKER's Phi), der mit dem von GEBHARDT verwendeten Koeffizienten identisch ist, und subjektiven Urteilen über die Faktorenähnlichkeit untersuchten, zu dem Ergebnis, daß Faktoren als "faktisch gleich" beurteilt werden, wenn der Koeffizient größer als .85 ist. Die Mittelwerte des Ähnlichkeitskoeffizienten sind in Tabelle 6 wiedergegeben. Da es sich in diesem Fall um Maßkorrelationen handelt, wurden die Werte zunächst wieder z-transformiert.

Tabelle 6: Mittelwerte der Ähnlichkeitskoeffizienten für die ersten drei Hauptkomponenten

1.Komp.	2.Komp.	3.Komp.	Gesamt
0.9639	0.8521	0.6709	0.8937

Die Ladungen aus der ersten Komponente haben sich kaum verändert. Auch die Ähnlichkeit zwischen den Ladungen auf der zweiten Komponente können noch als ausreichend angesehen werden. Die Übereinstimmung für die dritte Komponente ist gering. Insgesamt kann man davon ausgehen, daß die Einstellungsstrukturen für die beiden Messungen einander recht ähnlich sind. Der Ähnlichkeitswert (Gesamt) liegt nur geringfügig unter der von GEBHARDT angegebenen Grenze von 0.9.

Um den Einfluß der Auswahl der Triadenvergleiche auf die Einstellungsstrukturen abzuschätzen, wurden die Ähnlichkeitskoeffizienten zwischen den Hauptkomponentenlösungen für die beiden Teilgruppen der Studienanfänger getrennt berechnet. Der Mittelwert für die Gruppe mit neuen Triadenvergleichen beträgt 0.8874, der Mittelwert für die Gruppe mit den gleichen Triadenvergleichen beträgt 0.8983. Der Unterschied wurde mit Hilfe des FISHER-PITMAN-Tests auf Signifikanz geprüft. Die Hypothese, daß der Mittelwert der Gruppe mit neuen Triadenvergleichen gleich dem Mittelwert der Gruppe mit gleichen Triadenvergleichen ist, kann nicht verworfen werden ( $p = 0.315$ ).



Da nicht nur die individuellen Einstellungsstrukturen von Interesse sind, sondern auch die Gruppenlösungen, wurden mit Hilfe des INDIFF-Modells von SCHULZ Gruppenlösungen für die erste und zweite Untersuchung berechnet und miteinander verglichen. Die Anforderungen des Modells mit individueller Gewichtung der Dimensionen waren für beide Untersuchungen nicht erfüllt. Deshalb wurden die Lösungen des linearen Modells mit Berücksichtigung individueller Differenzen miteinander verglichen. Der Ähnlichkeitskoeffizient ist sehr hoch. Er beträgt 0.9527.

Die Dimensionen der Gruppenlösungen wurden inhaltlich mit Hilfe der Korrelationen der Dimensionen mit den persönlichen Konstrukten der individuellen Grids interpretiert. Zusammenfassend lassen sich diese Dimensionen folgendermaßen beschreiben:

- 1.Dimension      Freizeitangebot vs. Beratung
- 2.Dimension      allgemeine politische und theoretische Probleme  
vs. individuelle Beratung
- 3.Dimension      Probleme aller Jugendlicher vs. Probleme spezieller  
Gruppen

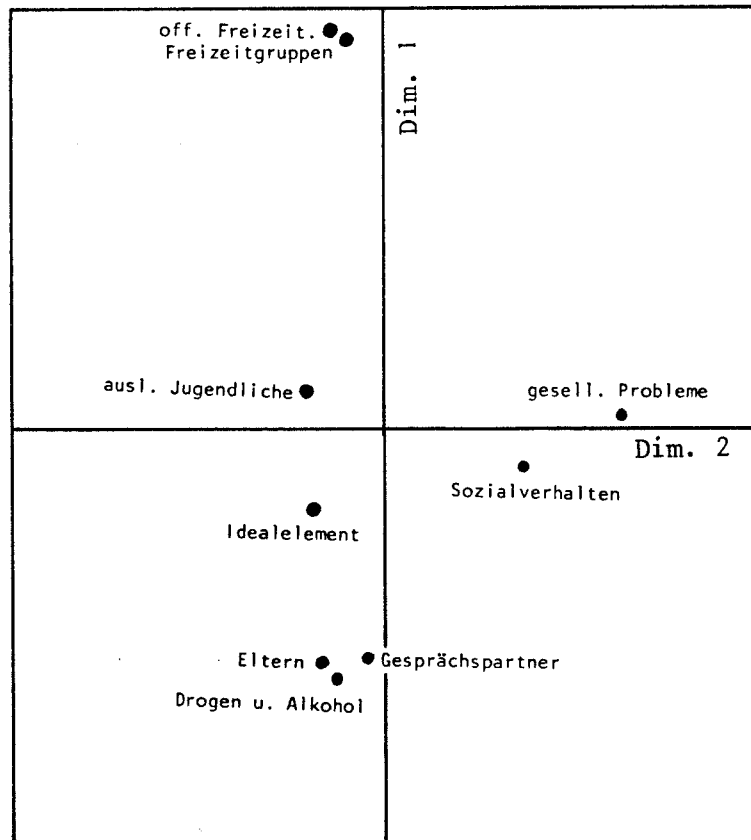
Die Lage der Elemente im Gruppenraum für die erste Messung ist in Tabelle 7 wiedergegeben.

Tabelle 7:      Koordinaten der Elemente im Gruppenraum (erste Messung)

	1. Dim.	2. Dim	3. Dim.
gesell. Probleme	1.907	22.025	1.217
Gesprächspartner	-20.849	-1.788	14.975
Freizeitgruppen	35.299	-3.329	0.082
off. Freizeit.	36.008	-5.047	5.146
Eltern	-21.602	-6.110	0.104
ausl. Jugendliche	3.370	-7.380	-13.707
Drogen u. Alkohol	-23.126	-4.658	-8.563
Sozialverhalten	-3.498	13.019	-5.523
Idealelement	-7.522	-6.731	6.281

Eine graphische Darstellung der ersten beiden Dimensionen des Gruppenraumes ist in Abbildung 4 wiedergegeben.

Abbildung 4: Graphische Darstellung des Gruppenraumes



Diskussion der zweiten Untersuchung

Im Gegensatz zu den Ergebnissen der ersten Untersuchung können die Ergebnisse dieser Untersuchung in bezug auf die Reliabilität und konvergente Validität der Einstellungsmaße nicht als zufriedenstellend angesehen werden. Besonders die "split-half"-Reliabilität der zweiten Untersuchung der Sozialarbeitstudenten sind recht gering. Auch die Rest-Reliabilität der Gridmaße kann hier nicht als überzeugend angesehen werden. Sehr hoch ist lediglich die Korrelation zwischen dem KR<sub>x</sub>KB-Maß und dem KR<sub>x</sub>GB-Maß. Die ist sicher darauf zurückzuführen, daß in beide Maße Konstruktratings und Konstruktbewertungen eingehen. Die unterschiedliche Verknüpfung dieser Informationen scheint keinen großen Einfluß auf die Variation der Einstellungswerte zu haben, auch nicht, wenn, wie

es hier häufig der Fall war, beide Konstruktpole identisch bewertet werden. Für die angestrebten Ziele, Überprüfung der Reliabilität und der konvergenten Validität der Einstellungsmaße, wäre es sicher sinnvoll gewesen, auch Elemente in den Gridtest aufzunehmen, die von den Probanden eindeutig negativ bewertet werden (möglicherweise: "Bürotätigkeiten", "Auseinandersetzungen mit Einrichtungsträgern"), da diese Elemente den Anteil der "wahren" Varianz an der Gesamtvarianz auf der evaluativen Dimension erhöht hätten. Es erscheint auch fraglich, ob die Wiederholung eines Gridtests nach einem derart kurzen Zeitraum, wie dem hier gewählten, sinnvoll ist, da einige nicht kontrollierbare Einflüsse eine Rolle spielen (z.B. Motivation, Gedächtnis). So könnte das Ergebnis des Vergleichs der Einstellungswerte der ersten Messung mit denen der zweiten Messung mit Hilfe von Varianzanalysen, in denen sich zeigte, daß der Faktor "Einstellungsobjekte" für die erste Messung signifikant wurde, vielleicht als eine gewisse Testmüdigkeit interpretiert werden, die dazu geführt hat, daß die Probanden bei der zweiten Untersuchung nicht mehr eindeutig zwischen den einzelnen Einstellungsobjekten differenzieren. Die Bestimmung von "split-half"-Reliabilität erscheint ein sinnvolleres und ökonomischeres Vorgehen.

Als eindeutig können die Ergebnisse bezüglich des Einflusses der Auswahl der Triadenvergleiche auf die Einstellungswerte und Einstellungsstrukturen angesehen werden. Ein bedeutsamer Einfluß konnte nicht nachgewiesen werden. Dabei sollte beachtet werden, daß die Anzahl der Triadenvergleiche relativ groß war und daß jedes Element annähernd gleich häufig in den Triadenvergleichen vertreten war.

Die Reliabilität der individuellen Einstellungsstrukturen kann durchaus als zufriedenstellend angesehen werden. Dies gilt besonders auch für die mit Hilfe des INDIFF-Modells bestimmten Gruppenstrukturen.

#### Vorläufige Evaluation der Gridtechnik als Methode der Erfassung von Einstellungen und Einstellungsstrukturen

Die Ergebnisse der Untersuchung von Einstellungen gegenüber politischen Parteien und der Untersuchung von Einstellungen gegenüber Tätigkeiten von Sozialarbeitern bezüglich der Reliabilität und konvergenten Validität sind sehr unterschiedlich. Die erste Untersuchung kann als Demonstration der Kapazität der Gridtechnik, Einstellungen zu erfassen, unter für diesen Zweck nahezu "optimalen"

Bedingungen angesehen werden. Die zweite Untersuchung hat die Schwierigkeiten aufgezeigt, mit denen man bei der Anwendung der Gridtechnik bei der Untersuchung vieler (weniger "optimaler") Einstellungsbereiche rechnen muß. Es lassen sich drei Bedingungen formulieren, die erfüllt sein müssen, damit man mit hohen Reliabilitäts- und Validitätskoeffizienten rechnen kann:

- 1) Die Elemente müssen von den Probanden unterschiedlich bewertet werden
- 2) Konstruktion und Durchführung eines Gridtests müssen angemessen sein
- 3) Die Probanden müssen über stabile Einstellungen verfügen

Reliabilitäts- und Validitätskoeffizienten werden hier zunächst gemeinsam betrachtet, da die mögliche Größe der Validitätskoeffizienten eine Funktion der Reliabilität ist ( $\text{Validität} \leq \sqrt{\text{Reliabilität}}$ ).

ad 1) Diese Bedingung gilt nur für die Bestimmung von Reliabilitäts- und Validitätskoeffizienten innerhalb einer Person mit Hilfe von Korrelationen, wie sie in den beiden Untersuchungen dieser Arbeit vorgenommen wurde. Geht man einmal von dem hypothetischen Fall aus, daß ein Individuum zu jedem Element eines Einstellungsbereiches die gleiche Einstellung hat, dann werden die verwendeten Reliabilitäts- und Validitätskoeffizienten bedeutungslos, da die gesamte Varianz als Fehlervarianz angesehen werden muß. (Nimmt man an, daß die Meßfehler unabhängig voneinander sind, haben die Koeffizienten in diesem Fall einen Erwartungswert von  $e_r = 0$ .) Dies kann nicht als mangelnde Zuverlässigkeit oder Gültigkeit des Meßinstrumentes interpretiert werden, sondern verweist auf die Notwendigkeit, andere Methoden zur Abschätzung der Reliabilität und Validität von Gridmaßen heranzuziehen. Auf Korrelationen beruhende Koeffizienten können nur sinnvoll interpretiert werden, wenn eine substantielle Variation der Einstellungen bezüglich der Elemente vorhanden ist.

ad 2) Diese Bedingung, daß die Konstruktion und Durchführung eines Gridtests angemessen sein muß, bezieht sich auf die Güte des Verfahrens, d.h., es werden Bedingungen spezifiziert, die darauf abzielen, Fehlervarianz zu reduzieren.

Zunächst muß die Repräsentativität der Konstrukte gegeben sein. Die Ergebnisse der zweiten Untersuchung legen nahe, daß diese Repräsentativität durch die Auswahl der Triadenvergleiche nicht wesentlich beeinflusst wird. Einen Einfluß auf

die Nennung der Konstrukte hat jedoch sicher die Motivation der Probanden, aktiv an der Untersuchung mitzuarbeiten. Ist diese nicht gegeben, so ist zu vermuten, daß nur relativ wenige verschiedene Konstrukte genannt werden und daß Bewertungen sehr inkonsistent vorgenommen werden. Aus diesem Grund sollte auch vermieden werden, daß Probanden einen Gridtest unter Zeitdruck bearbeiten. Andererseits erhöht gerade die aktive Rolle, die den Probanden bei der Bearbeitung eines Gridtests zukommt, die Bereitschaft einiger Teilnehmer, mitzuarbeiten, besonders wenn ihnen der untersuchte Einstellungsbereich wichtig erscheint.

Weiter ist es wichtig, da die Bearbeitung eines Gridtests, verglichen mit der Beantwortung geschlossener Fragen, sehr schwierig ist, das Verfahren ausreichend einzuüben.

Das Beurteilungsverfahren sollte so gewählt werden, daß es der Kapazität der Probanden entspricht, Urteile auf den Konstrukten vorzunehmen. Untersucht man einen Einstellungsbereich, von dem man annimmt, daß er den Probanden nur wenig vertraut ist, sollten lediglich kategoriale oder ordinale Urteile verlangt werden.

ad 3) Die Bedingung, daß die Probanden über stabile Einstellungen verfügen müssen, kann als weitere Spezifikation des Einstellungsbereiches angesehen werden, die gegeben sein muß, damit hohe Reliabilitätswerte gefunden werden können. Natürlich sollen die gemessenen Einstellungswerte nicht stabiler und konsistenter sein als die Einstellungen selbst. In diesem Fall sind die Reliabilitätskoeffizienten kein Maß für die Güte des Tests, sondern können zur Beschreibung der Einstellungen herangezogen werden. Sie können als Indikator für Einstellungskonsistenz oder Einstellungsstabilität angesehen werden. Die Validität dieses Indikators muß empirisch überprüft werden. Diese Validität kann allerdings nur gegeben sein, wenn die erste und zweite Bedingung erfüllt sind. Bei der Beurteilung der Objektivität der Einstellungsmessung mit Hilfe der Gridtechnik soll, wie von LIENERT vorgeschlagen (vgl. LIENERT, 1967, S.13 f) zwischen Durchführungs-, Auswertungs- und Interpretationsobjektivität unterschieden werden.

Durchführungs- und Auswertungsobjektivität sind bei dem in dieser Arbeit angewendeten Verfahren in hohem Maß gegeben. Die Untersuchungssituation ist standardisiert, die Instruktionen werden schriftlich vorgegeben und der Proband be-

arbeitet den Gridtest selbständig ohne Interaktion mit dem Versuchsleiter. Die Einstellungen werden entsprechend den definierten Maßen berechnet. Die Interpretationsobjektivität ist dann gegeben, wenn sich die Aussagen nicht auf die absolute Höhe einzelner Einstellungen beziehen, sondern auf die Relationen zwischen den Einstellungen zu den untersuchten Elementen. Dies kann als deutlicher Vorteil gegenüber der Anwendung der Gridtechnik in anderen Bereichen (z.B. klinischen Untersuchungen) angesehen werden, wo wegen des Fehlens eindeutig definierter, abhängiger Variablen großer Raum für die Interpretation des Untersuchers bleibt.

Betrachtet man die Messung von Einstellungen mit Hilfe der Gridtechnik unter dem Gesichtspunkt der Ökonomie, so kann man zwei Aspekte unterscheiden: Konstruktion eines Gridtests, Erhebung der Griddaten.

Der Aufwand, einen Gridtest zu konstruieren, verglichen mit dem für eine Skalenkonstruktion erforderlichen Aufwand, erscheint nicht sehr groß. Auf Itemanalysen und dazu notwendige Voruntersuchungen kann verzichtet werden. Der Aufwand, Einstellungsobjekte (Elemente) auszuwählen, erscheint für alle Einstellungsmeßinstrumente gleich, sofern nicht ein einzelnes Einstellungsobjekt, sondern ein Einstellungsbereich untersucht werden soll. Auch die Auswahl der Triadenvergleiche erscheint recht einfach (sofern diese Methode überhaupt zur Erhebung der Konstrukte gewählt wird), wenn man berücksichtigt, daß eine relativ große Zahl von Triadenvergleichen ausgewählt wird, in denen jedes Element mit annähernd gleicher Häufigkeit vertreten ist.

Als unökonomisch muß jedoch die Durchführung eines Gridtests beurteilt werden, besonders wenn die Konstrukte mit Hilfe von Triadenvergleichen erhoben werden. In diesem Fall muß mit einer recht langen Bearbeitungszeit gerechnet werden. Als Ausweg erscheint hier die Verwendung der "Personal Preference Procedure" zur Erhebung von Konstrukten geeignet. Eine weitere Möglichkeit, den Gridtest zu vereinfachen, besteht darin, trichotome Urteile zu erheben. Dies erscheint ohne wesentlichen Verlust an Information möglich.

Erhielte man mit Hilfe der Gridtechnik lediglich Einstellungswerte zu jedem Element für jeden Probanden, dann wäre dieses Verfahren (z.B. im Vergleich zum direkten Einstellungsrating) nicht zu rechtfertigen. Über die Einstellungswerte hinaus erhält der Untersucher jedoch auch Informationen über die Konstrukte, die den Einstellungen zugrunde liegen (beliefs), über die Reliabili-

tät (Konsistenz) der individuellen Einstellungswerte, über die Extremität der Beurteilungen (Bedeutsamkeit) und vor allem über die Einstellungsstrukturen. Diese "Gesamtinformation" rechtfertigt nach Meinung des Verfassers den relativ großen Aufwand.

Die Reliabilität von Einstellungsstrukturen, die in den beiden Untersuchungen dieser Arbeit auf unterschiedliche Weise abgeschätzt wurde, kann als zufriedenstellend angesehen werden.

Als Hinweis auf die Validität der Erfassung von Einstellungsstrukturen kann die Ähnlichkeit der Gruppenlösung für die Einstellungen zu politischen Parteien, die in der ersten Untersuchung bestimmt wurde, mit der von FEGGER und WIECZOREK berichteten Gruppenlösung angesehen werden. Der Aspekt der Validität, besonders auch der individuellen Einstellungsstrukturen, bedarf jedoch weiterer Untersuchungen.

Die Frage nach der Objektivität der Einstellungsstrukturen kann nicht so positiv beantwortet werden wie die Frage nach der Objektivität der Einstellungswerte. Lediglich die Durchführungsobjektivität kann als in hohem Maß gegeben angesehen werden. Die Auswertungsobjektivität ist insofern fraglich, als der Untersucher zwischen einer Reihe von Einstellungsstrukturen wählen kann. Geht man davon aus, daß Clusteranalysen zur Bestimmung von Einstellungsstrukturen ungeeignet sind, so zeigt die Arbeit von RATHOD (vgl. RATHOD, 1981), daß die verschiedenen Verfahren (Hauptkomponentenanalyse, non-metrische MDS) zu sehr ähnlichen individuellen Einstellungsstrukturen führen.

Inwieweit dies auch für die Gruppenlösungen gilt, ist fraglich. Auch bei der Interpretation der gefundenen Einstellungsstrukturen bleibt dem Untersucher ein recht großer Freiraum. Empfehlenswert erscheint es, zur Interpretation der Dimensionen auf die Konstrukte der Probanden zurückzugreifen (Darstellung von Konstrukten und Elementen in einem Raum, Korrelation der Dimensionen mit den Konstrukten) und die Dimensionen in Begriffen der Probanden zu interpretieren. Ein solches Vorgehen könnte die Objektivität der Interpretation erhöhen. Streng genommen werden die Dimensionen in diesem Fall nicht interpretiert, sondern als "Zusammenfassung" der wesentlichen Konstrukte einer Person angesehen.

Als Instrument zur Erfassung von individuellen Einstellungsstrukturen könnte die Gridtechnik vor allem mit Verfahren "konkurrieren", die von direkten Ähnlichkeitsratings oder Präferenzaussagen (der Proband gibt an, welcher von

jeweils zwei Sätzen eher zutrifft, z.B. "Ich stehe X sehr nahe", "Ich stehe Y fern") ausgehen und mit Hilfe von non-metrischen multidimensionalen Skalierungen individuelle Einstellungen bestimmen (vgl. FEGER, 1974; FEGER, 1979; FEGER und WIECZOREK, 1980). Die Datenerhebung für diese Verfahren erscheint nicht weniger aufwendig als der Aufwand, der für die Erhebung von Griddaten notwendig ist. Ob diese Verfahren zu den gleichen individuellen Einstellungsstrukturen führen wie die Gridtechnik müßte empirisch überprüft werden. Zweifelhaft erscheint, ob die Probanden in der Lage sind, reliable direkte Ähnlichkeitsurteile für komplexe Einstellungsobjekte abzugeben. Ist dies nicht der Fall, müßte auf andere Methoden der Ähnlichkeitsskalierung zurückgegriffen werden (vgl. SIXTL, 1967, Kap.6), die jedoch sehr aufwendig sind.

Als Instrument zur Erfassung von individuellen Einstellungsstrukturen erscheint die Gridtechnik als eine interessante Alternative zu den oben erwähnten Verfahren. Besonders wenn man in Betracht zieht, daß man mit Hilfe der Gridtechnik eine Reihe weiterer Informationen bezüglich der Einstellungen von Individuen erhält.

Insgesamt ist der Verfasser der Meinung, daß die Gridtechnik und die vorgeschlagenen Einstellungsmaße, trotz einiger Probleme, für die Einstellungs- und Einstellungsstrukturmessung von Nutzen sein können. Eine weitere Entwicklung und Überprüfung erscheint lohnenswert.

#### Literatur

- ten Berge, J.M.F. Optimizing factorial invariance. Unveröffentlichte Dissertation, Universität Groningen, 1977.
- Burt, C. The factorial study of temperamental traits. British Journal Psychol. Stat. Section, 1948, 1, 178-203.
- Carrol, J.D., & Chang, J.J. Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an n-way generalization of "Eckart-Young" decomposition. Psychometrika, 1970, 35 (3), 283-319.
- Feger, H. Die Erfassung individueller Einstellungsstrukturen. Zeitschrift für Sozialpsychologie, 1974, 5, 242-254.



- Feger, H. Einstellungsstruktur und Einstellungsänderung: Ergebnisse, Probleme und ein Komponentenmodell der Einstellungsobjekte. Zeitschrift für Sozialpsychologie, 1979, 10, 331-349.
- Feger, H., & Wieczorek, T. Multidimensionale Skalierung in der Einstellungsmessung. In F. Petermann (Hrsg.), Einstellungsmessung, Einstellungsforschung. Göttingen 1980.
- Gebhardt, F. FAST, Vergleich von Faktorenstrukturen. Deutsches Rechenzentrum, Darmstadt, 1967.
- Gebhardt, F. Über die Ähnlichkeit von Faktormatrizen. Psychologische Beiträge, 1968, 10, 591-599.
- Hofstätter, P., & Wendt, D. Quantitative Methoden der Psychologie. München, 1966.
- Kirk, R.E. Experimental design: procedures for the behavioral sciences. Belmont, 1968.
- Lienert, G.A. Testaufbau und Testanalyse (2.Aufl.). Weinheim, 1967.
- Lienert, G.A. Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik (Bd.1). Meisenhain a.G., 1973.
- Lingoes, J., & Borg, I. A direct approach to individual differences scaling using increasingly complex transformations. Psychometrika, 1978, 43 (4), 491-519.
- Rathod, P. The reliability of the principal components of repgrid data. Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie, 1980, 35, 331-344.
- Rathod, P. Methods for the analysis of repgrid data. In H. Bonarius, R. Holland, & S. Rosenberg (Hrsg.), Personal construct psychology: Recent advances in theory and practice. London, 1981.
- Riemann, R. Einstellungsmessung mittels der Grid-Technik. 1. Teil: Theorie und Methode. Bielefelder Arbeiten zur Sozialpsychologie, Nr.80, November 1981.
- Schulz, U. Über zwei Modelle der multidimensionalen Skalierung unter Berücksichtigung individueller Differenzen. Unveröffentlichte Dissertation, Universität Marburg, 1971.
- Schulz, U. Zu einem Dekompositionsmodell der multidimensionalen Skalierung mit individueller Gewichtung der Dimensionen. Psychologische Beiträge, 1975, 17, 167-187.
- Schulz, U., & Pittner, P. Zur multidimensionalen Skalierung individueller Differenzen: Zwei Modelle mit Rechenalgorithmen und Computerprogramm. Berichte aus dem Fachbereich Psychologie der Philipps-Universität Marburg/Lahn, 53(b), 1976.
- Sixtl, F. Meßmethoden der Psychologie. Weinheim, 1967.
- Tucker, L.R. Relations between multidimensional scaling and three-mode factor analysis. Psychometrika, 1972, 37, 3-27.