

MODELLE SOZIALER DISTANZ

Eine Methodenstudie
zur Analyse subjektiver Schichtung

Erich DIMITZ

Forschungsbericht Nr. 133

Oktober 1978

Kurzzusammenfassung

Die Untersuchung von Interaktionen und gegenseitiger Wahrnehmung zwischen sozialen Gruppierungen verlangt spezielle Analyseverfahren, die es erlauben, die interessierenden Aspekte zu isolieren und ein Meßmodell für die beobachteten Reaktionen zu formulieren. Mit Hilfe probabilistischer Modelle (im besonderen mittels Verallgemeinerungen des logistischen Modells von RASCH) gelingt es, wichtige Hypothesen über die wechselseitigen Abhängigkeiten verschiedener Reflexionsebenen in der gegenseitigen Wahrnehmung zwischen Berufsgruppen zu bestätigen. Als Datenmaterial für diese Methodenstudie dient eine Untersuchung der Kontaktwünsche in einer deutschen Kleinstadt. Es zeigt sich vor allem die Wirksamkeit einer allgemeinen Prestigeordnung auf die subjektive Schichtung; systematische Abweichungen davon zeigen den Einfluß weiterer Faktoren, in denen Erfahrungskomponenten sowie die Reflexion des eigenen Status zum Ausdruck kommen.

Summary

The investigation of interaction and the mutual perception between social groups needs special analytical methods, which permit the aspects of special interest to be isolated and a measurement model of the observed reactions to be formulated. With the help of probabilistic models (especially by means of generalizations of the logistic model of RASCH) it is possible to verify important hypotheses about the reciprocal dependences of different reflection levels in the mutual reflection between occupational groups. An investigation into the desire for contact among the people in a small German town served as the source for data material for this method study. Above all the effectiveness of a general order of resting in the subjective stratification is shown, systematic deviations from it show the influence of other factors, in which components of experience and the reflexion of the own status are represented.

Inhalt

1. Einleitung	5
2. Strukturmodelle großer Gruppen	10
2.1. Soziometrie	11
2.2. Netzwerkanalyse	13
2.3. Soziale Distanz	16
2.4. Theory of Unfolding	21
3. Probabilistische Modelle (Grundvoraus- setzungen)	24
3.1. Meßtheorie	25
3.2. Homogenität und Populationsunabhän- gigkeit	26
3.3. Probabilistischer Aspekt	31
4. Probabilistische Modelle für Gruppen- strukturen	32
4.1. Die latent class analysis	34
4.2. RASCHs dichotomes logistisches Test- modell mit separierbaren Parametern	35
4.2.1. Grundannahmen des dichotomen logistischen Modells	36
4.2.2. Spezifische Objektivität	37
4.2.3. Folgerungen	38
4.2.3.1. Itemcharakteristik	38
4.2.3.2. Schätzgleichungen	40
4.2.3.3. Modellkontrollen	41

4.2.4. Fragen, die sich durch das logistische Modell formulieren lassen	43
4.2.4.1. Soziale Distanz	43
4.2.4.2. Prestige	45
4.2.4.3. Homogene Gruppen	45
4.3. Das lineare logistische Testmodell (LLTM)	46
4.3.1. Grundstruktur und Modellkontrollen	46
4.3.2. Fragen, die sich durch das LLTM formulieren lassen	47
4.4. Das Poisson - Modell großer Gruppen von SCHEIBLECHNER	48
4.4.1. Probleme, die sich mit Hilfe des Poisson - Modells formulieren lassen	50
4.4.1.1. Soziale Distanz	50
4.4.1.2. Homogenität (Agglutinerbarkeit)	50
5. Empirische Ergebnisse	52
5.1. Datenmaterial	52
5.2. Auswertungen mit Hilfe des RASCH-Modells	53
5.2.1. Untersuchung der Gesamtstichprobe	53
5.2.2. Untersuchung nach Schichtzugehörigkeit	67
5.2.3. Interpretation der einzelnen Abweichungen	71

5.2.4. Zusammenfassende Interpretation	73
5.2.5. Faktorenanalytische Untersuchungen	74
5.3. Auswertung mit Hilfe des Poisson-Modells	78
5.3.1. Analyse der Hauptbefragung	79
5.3.2. Analyse der Nachbefragung	83
6. Zusammenfassung der Ergebnisse	94
7. Verwendete Computerprogramme	98
Literaturhinweise	99

Vorbemerkung

Herr Dr. Anton Formann vom psychologischen Institut der Universität Wien hat durch die freundliche Zurverfügungstellung seiner hervorragenden Programme sehr wesentlichen Anteil am Zustandekommen dieser Arbeit. Meine Kollegen Max Haller und Gert Kalinowski vom Institut für Höhere Studien haben durch Literaturhinweise, Beschaffung des Datenmaterials und Diskussion des Manuskriptes wertvolle Hilfe geleistet.

Ihnen allen sei herzlicher Dank dafür.

1. Einleitung

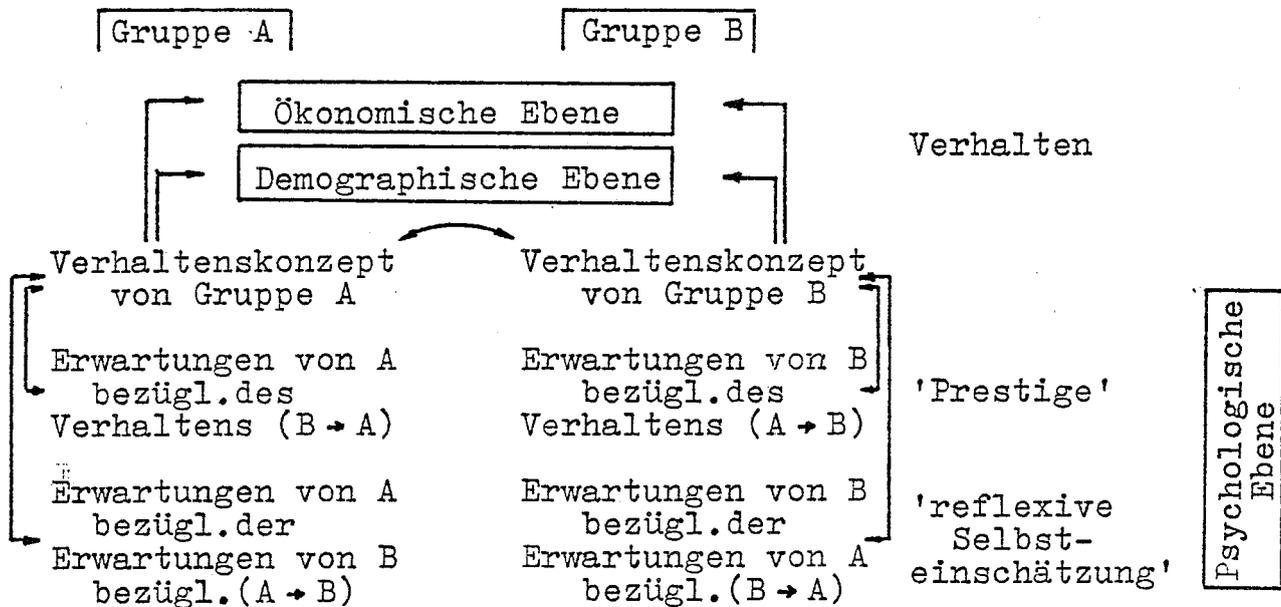
Die Ökonomie bestimmt die Struktur makrosoziologischer Gruppen so offensichtlich, daß einseitige Betrachtungsweisen naheliegen: Macht, Prestige, Status, etc. lassen sich leicht als erleichterte vs. erschwerte Kontrollmöglichkeiten über die im Produktionsprozeß relevanten Ressourcen verstehen (vgl.z.B.: LAUMANN u.SENTER 1976), wodurch zugleich Quantifizierbarkeit (Einkommen) und Klassifizierbarkeit (Berufsgruppen, Ausbildungsgruppen, etc.) auf unproblematische Weise gewährleistet scheinen; das notwendige Datenmaterial liefern statistisches Zentralamt, Mikrozensusserhebungen, usw.

Dies ist nun sozusagen die 'objektive' Seite eines Problemkreises, dessen andere Aspekte weniger objektiv nur im Sinne von 'schwerer objektivierbar' sind. Daß der Sozialstruktur, die sich aufgrund von ökonomischen und demographischen Daten ergibt, auch eine Struktur von Verhaltensweisen entspricht, ist eine Hypothese, die es erst zu überprüfen gilt.

Soziales Verhalten umfaßt jedoch ein weiteres Spektrum von Sachverhalten und ist damit der 'objektiven' Betrachtung viel schwerer zugänglich als das Einkommen. Dazu zeigt sich bald, daß die Erfassung von Verhaltensweisen nicht eine Erklärung sondern nur eine Beschreibung der Struktur liefert; erst die den Verhaltensweisen zugrundeliegenden Erwartungen und Konzepte, d.h. der psychologische Aspekt, gewährleistet mit den anderen Aspekten gemeinsam eine umfassende Betrachtungsweise.

Die folgende Skizze möge die zu erwartenden Zusammenhänge anhand von zwei Gruppen und deren Interaktionen auf verschiedenen Ebenen verdeutlichen (wobei natürlich kein Anspruch auf Vollständigkeit erhoben werden soll):

Abb.1.:



Die Bedeutung der psychologischen Aspekte wird sofort deutlich, wenn man versucht, Gruppen auf dieser Basis zu bestimmen:

Eine Gruppe klassifiziert andere Gruppen nach bestimmten Aspekten, vor allem, solange wenig Erfahrung im direkten Kontakt vorliegt. Zwei Fragen können dazu gestellt werden:

1. Wie wird sich die andere Gruppe u n s gegenüber verhalten?
2. Was erwartet die andere Gruppe von u n s ?

Die Antwort auf die erste Frage wird im Wesentlichen abhängig sein vom 'Status', d.h. der Größe des Spielraumes für willkürliche Entscheidungen, welcher der anderen Gruppe zugeschrieben wird. Diese Einschätzungen sind häufig nicht überprüft sondern eben nur zugeschrieben, was mit dem Begriff 'Prestige' bezeichnet werden soll. Das Prestige der anderen Gruppe relativ zu dem der eigenen wird sodann Verhaltenserwartungen bestimmen. Gruppen, die sich aufgrund solcher Einschätzungen durch eine oder mehrere andere Gruppen abgrenzen lassen, wollen wir Prestigegruppen nennen.

Die Antwort auf die zweite Frage läßt sich eigentlich nur in direkter Kommunikation klären. Gerade das Fehlen einer solchen Kommunikation durch reale oder empfundene Barrieren (etwa aufgrund angenommener Prestigeunterschiede) konstituiert nun meist Gruppen bzw. die Schranken zwischen den Gruppen, von denen wir hier sprechen. Erwartungen bezüglich fremder Einschätzungen der eigenen Verhaltenskonzepte ('Erwartungserwartungen', reflexive Selbsteinschätzung) weisen daher meist stereotypische Züge auf. Gruppen, die sich auf diese Weise abgrenzen lassen, können wir als 'Gruppen aufgrund von Autostereotypen' bezeichnen.

Auch aufgrund unterschiedlicher Verhaltensweisen

bzw. -konzepten lassen sich Gruppen identifizieren, wobei Verhaltenserwartungen und Erwartungserwartungen explikativen Charakter erhalten.

Allgemein läßt sich sagen, daß erst die gleichzeitige Berücksichtigung mehrerer Reflexionsebenen im obigen Schema eine Erklärung des Zustandekommens von Schichtungen und Gruppierungen ermöglicht. Wo korrespondierende Sachverhalte auf verschiedenen Ebenen (z.B. Erwartungen von B bezüglich des Verhaltens von (A → B) vs. tatsächliches Verhaltenskonzept von A) sich widersprechen, lassen sich Vorhersagen über Einstellungs- und Verhaltensänderungen machen, welche diese Dissonanz kompensieren oder beseitigen werden.

Die psychologischen Variablen entziehen sich nun weitgehend der direkten Beobachtung, d.h. es stellt sich die Frage: "Wie kann ich messen, was ich messen will?" Dabei ergeben sich die folgenden Probleme:

- Formulierung einer Theorie über die in Abb.1. angedeuteten Zusammenhänge
- Definition von Variablen, die zur Überprüfung dieser Theorie von Relevanz sein können
- Formulierung eines Meßmodells für diese Variablen

Die vorliegende Arbeit will diese drei Punkte vor allem von einem methodischen Aspekt her behandeln; dementsprechend liegt der Akzent im empirischen Teil der Arbeit nur insofern auf der inhaltlichen Interpretation der Ergebnisse, als diese für eine Methodenstudie von Relevanz sein können. Den wesentlichen Teil nehmen probabilistische Modelle ein, da

diese sich bei Untersuchungen psychologischer Fragestellungen gut bewährt haben. Der Vergleich mit den sog. 'klassischen' Methoden sowohl in theoretischer Hinsicht als auch anhand der empirischen Ergebnisse soll diese Überlegenheit verdeutlichen.

2. Strukturmodelle großer Gruppen

Die eingangs erwähnten Verhaltenskonzepte zeigen sich nun in den beobachtbaren Variablen realen Kontaktverhaltens, die Erwartungen in den verschiedenen Skalen sozialer Einstellungen. Während letztere von ihrer Definition her große Gruppen zu Objekten haben, ergeben sich bei der Untersuchung der Kontakte erhebungstechnische Schwierigkeiten, da die Zahl der möglichen Kontakte mit der Anzahl der untersuchten Personen exponentiell wächst. Dagegen liefert die Beobachtung des Kontaktverhaltens zwanglos Gruppierungen, während Einstellungen aufgrund der in Kap.1. erwähnten Dynamik erst auf ihre Übereinstimmung mit denen anderer Gruppen sowie mit den tatsächlichen Verhaltensweisen untersucht werden müssen. Denn Einstellungen sowie beobachtetes Kontaktverhalten sind zunächst einmal empirische Sachverhalte; zu einer Erklärung führt jedoch erst eine überprüfbare Theorie der Abhängigkeiten zwischen beiden.

Wir wollen in diesem Abschnitt die 'klassischen' Ansätze zu diesem Problemkreis kritisch darstellen. In den weiteren Abschnitten soll dann untersucht werden, in wie weit die neueren probabilistischen Modelle es ermöglichen, die Mängel der klassischen Modelle zu überwinden.

2.1. Soziometrie

Die Soziometrie (MORENO 1954) ist eine im wesentlichen auf Kleinstgruppen beschränkte Analysetechnik. Die gegenseitigen Wahlen der Gruppenmitglieder bei Fragen wie: "Mit welchem Gruppenmitglied würden Sie am liebsten Ihren Urlaub verbringen?" werden als Kanten in einem Graphen dargestellt, dessen Knoten die einzelnen Wähler sind. Dieser Graph kann sodann auf sog. Cliques (d.s. Teilgraphen, deren Knoten durch Pfade unter einer bestimmten maximalen Länge verbunden sind), auf Verbundenheit, Rangpositionen (Knoten mit höherem vs. niedrigerem Grad), etc. untersucht werden (vgl. z.B. LUCE 1963).

Dies ist zwar die bekannteste Anwendungsform der soziometrischen Methode, doch läßt sich ebensogut ein Graph entwerfen, der reales Verhalten gegenüber Gruppenmitgliedern abbildet (z.B. gewichtete Kanten entsprechend der Häufigkeit bestimmter Aktionen). Wir erkennen hier leicht die eingangs erwähnten Ebenen der psychologischen Betrachtungsweise, Verhalten und Erwartungshaltungen; für die Übertragung der soziometrischen Methode auf makrosoziologische Gruppen ergeben sich daher die folgenden beiden Vorgehensweisen:

Ersetzt man die einzelnen Gruppenmitglieder durch wohldefinierte (!) Bevölkerungsgruppen, so ergibt eine Stichprobenbefragung einzelner Mitglieder dieser Gruppen eine makrosoziologische Verallgemei-

nerung der soziometrischen Methode. Für die Analyse finden die gleichen graphentheoretischen Konzepte ihre Anwendung wie bei Kleinstgruppen, wobei einfachere und stabilere Strukturen zu erwarten sind. Letztere sind jedoch zu einem wesentlichen Teil Artefakte der vorgegebenen Gruppendifinition, welche ohne weitere Annahmen weder verifiziert noch falsifiziert werden kann. Somit beschränken sich solche Untersuchungen auch im wesentlichen auf den Vergleich von Werten auf Einstellungsskalen, sodaß wir uns an dieser Stelle mit der Andeutung der methodischen Probleme begnügen wollen. Eingehender werden wir in Kap.2.3. bei der Behandlung sozialer Einstellungen auf diesen Ansatz zu sprechen kommen.

Versucht man reales Kontaktverhalten in großen Gruppen mit soziometrischen Methoden zu untersuchen, so hat man einen Teilgraphen (Stichprobe) eines Graphen mit einigen tausend Knoten (und unüberschaubar vielen Kanten) vor sich. GRANOVETTER (1976) hat einige Maße (Dichte, hierarchische Gliederung) definiert, die sich leicht aus der untersuchten Stichprobe ermitteln und auf die Gesamtpopulation verallgemeinern lassen. Sie eignen sich jedoch weniger zur Untersuchung der Struktur selbst, da sich der Einfluß der untersuchten Stichprobe nicht abschätzen läßt; jedoch lassen sich Strukturen auf verschiedenem Entwicklungsniveau vergleichen.

2.2. Netzwerkanalyse

Die Methode der Analyse sozialer Netzwerke von BURT (1976b) geht von einer (im allgemeinen un-symmetrischen) Matrix individueller Distanzen id_{ij} aus. Diese können - und dies ist in unserem Zusammenhang wesentlich - beliebig definiert werden, wobei natürlich an die Stelle von (menschlichen) Individuen auch Gruppen treten können. BURT selbst bietet eine Vielzahl von einfallsreichen Definitionsmöglichkeiten als Beispiele an, von denen zwei hier erwähnt werden sollen, die zeigen, daß ihm die in der Einleitung erwähnte Dynamik von Verhalten und Erwartungshaltungen bewußt war (S.94):

- Die Differenz zwischen dem Eigenschaftsprofil des Akteurs i und dem von i wahrgenommenen Eigenschaftsprofil des Akteurs j ;
- Die Existenz einer Beziehung zwischen i und j (Id ist hier mit der Berührungsmatrix identisch).

Aus der Matrix der individuellen Distanzen id_{ij} wird nun die (symmetrische) Matrix der 'sozialen Distanzen' d_{ij} ($i = 1, \dots, N$; $j = 1, \dots, N$) im wesentlichen als euklidischer Abstand zwischen den 'empirischen Positionen' (Id_i) und (Id_j) im $2N$ -dimensionalen Raum berechnet, wobei:

$$(1) \quad (Id_i)^T = (id_{i1}, \dots, id_{iN}, id_{1i}, \dots, id_{Ni})$$

BURT berechnet aus der Matrix $((d_{ij}))$ mit Hilfe einer hierarchischen Clusteranalyse (JOHNSON 1967)

Gruppen von strukturell äquivalenten Positionen, d.h. Gruppen von Akteuren, die in ihren sozialen Distanzen zu allen anderen Akteuren weitgehend übereinstimmen, die sog. 'ideographischen Positionen'.

An dieser Stelle erscheint es angebracht, einige wesentliche methodische Reflexionen einzufügen. Die Operation der Differenzenbildung zur Bestimmung der d_{ij} verlangt die Messung der id_{ij} voneinander unabhängig, auf einer Dimension und auf Intervallskalenniveau. Eine hinreichende Bedingung für letzteres wäre etwa die Gültigkeit des folgenden Axiomensystems für die Maße der individuellen Distanzen (siehe z.B. KRISTOF 1968 für den subjektiven Unterschied):

Sei ID die Menge der zu skalierenden id_{ij} . Ihre Elemente seien mit $id^a, id^b, id^c, \dots, id^x, id^y$ bezeichnet und der Größe nach geordnet. ID ist als konvex und geschlossen vorausgesetzt. Die Schreibweise $id^x \succeq id^y$ bedeutet, daß id^x größer, gleich oder kleiner als id^y skaliert wird. Der Unterschiedsbegriff soll für jedes Paar (id^x, id^y) gelten, auch diese Unterschiede seien der Größe nach geordnet. Dann soll gelten:

- A1. $id^x \succeq id^y$ genau dann, wenn $(id^x, id^y) \succeq (id^u, id^u)$ für alle u. (Nullunterschied)
- A2. $(id^x, id^y) \succeq (id^u, id^v)$ genau dann, wenn $(id^x, id^u) \succeq (id^y, id^v)$
- A3. $(id^x, id^a) > (id^b, id^c) \wedge (id^y, id^a) < (id^b, id^c) \Rightarrow \exists z$, sodaß $(id^z, id^a) = (id^b, id^c)$. Analog

bei Vertauschung von $>$ und $<$. (Eine variable Differenz kann einer vorgegebenen angeglichen werden)

A1. ist nahezu selbstverständlich, A3. im beschriebenen Zusammenhang plausibel und A2. empirisch überprüfbar. Aus A1. - A3. folgt: Es existiert eine Funktion (Skala) $s(id)$ derart, daß

- $id^X \cong id^Y$ genau dann, wenn $s(id^X) \cong s(id^Y)$
- $(id^X, id^Y) \cong (id^U, id^V)$ genau dann, wenn $s(id^X) - s(id^Y) \cong s(id^U) - s(id^V)$
- Die Skala ist eindeutig bis auf positive lineare Transformationen.

Axiomensysteme dieser Art sind nun ihrer Art nach deterministisch, d.h. sie gelten für jede einzelne Beobachtung und können daher durch eine einzige Beobachtung widerlegt werden (vgl. FISCHER 1974, S.121). Letzteres ist jedoch gerade in den Sozialwissenschaften sehr wahrscheinlich, deren Daten (verglichen mit der Physik) arm an Gesetzmäßigkeiten dieser Art sind.

Psychologie und Sozialwissenschaften müssen nun versuchen, dem Fehlen von strengen Gesetzmäßigkeiten in den Daten Rechnung zu tragen, indem der Zusammenhang zwischen den Indikatoren (d.s. die beobachtbare Daten) und den ihnen zugrundeliegenden (latenten) Variablen, die es zu messen gilt, auf andere Weise modelliert wird. Solche 'Meßmodelle' sollen an den empirischen Daten auf ihre

Gültigkeit hin überprüfbar sein. Ein Beispiel ist die Skalierung subjektiver Intensitäten aufgrund der Verwechslungshäufigkeiten auf einer Intervallskala (THURSTONE 1927).

Anstelle derartiger Überlegungen geht die Intervallskalenannahme jedoch unüberprüft in BURTs Modell der Analyse sozialer Netzwerke ein. Diese Kritik trifft nicht nur seinen Ansatz; sie wurde an dieser Stelle entwickelt, da sich hier deutlich zeigt, wie trotz einfallreicher Modellierung der zu untersuchenden Zusammenhänge das Fehlen einer meßtheoretischen Fundierung den Wert des gesamten Ansatzes zu relativieren vermag.

2.3. Soziale Distanz

Daß eingefleischte Vorurteile einer Gruppe eine Struktur erzeugen können, die sich selbst reproduziert, hat sich wohl am offensichtlichsten am Verhältnis der weißen und farbigen Bevölkerungsanteile in den USA erwiesen. Sehr früh wurde deshalb dort begonnen, die Einstellungen zu untersuchen, die mit der Abgrenzung zwischen Gruppen einhergehen ('subjektive Schichtung'). Die eingehendere Betrachtung dieser Vorgehensweise ist in unserem Zusammenhang neben der theoretischen Bedeutung als Messung von Einstellungen (vgl. Kap.2.1.) auch von praktischer Relevanz, da Daten der gleichen Art (REUBAND 1975) für die

vorliegende Arbeit zu einer Sekundäranalyse zur Verfügung standen.

Der Schritt von der Einstellungsbeobachtung zur Einstellungsmessung durch Fragebögen bedeutet die Feststellung einer manifesten Gesetzmäßigkeit, die die Zurückführung verschiedener Äußerungen einer Person auf eine verursachende Einstellungsdimension ermöglicht; z.B. kann die positive Beantwortung einer Frage die positive Beantwortung bestimmter anderer Fragen voraussetzen. Daß sich solche Fragen in der Sozialpsychologie finden lassen, ermutigte BOGARDUS (1928) zur Erstellung einer 'social distance scale'. Sein Fragebogen enthielt Items der folgenden Art:

(F1) Ich möchte einen Schwarzen als Schwiegersohn. (5 = sehr gerne, .. 1 = sehr ungerne)

wobei jedes Item nach absteigender 'Schwierigkeit' (Nähe) in Teilfragen unterschiedlicher Beziehung (Schwiegersohn, Schwiegervater, ... Nachbar) unterteilt ist.

Die Gesetzmäßigkeit, welche die Beantwortung dieser Fragen auf eine zugrundeliegende Dimension sozialer Distanz zurückführt, erscheint plausibel; so ist etwa zu erwarten, daß eine Vp, welche einen Schwarzen nicht nach Hause einladen will, diesen auch nicht zum Schwiegervater wünscht. Anders ausgedrückt: Wir sind im

Besitze einer Theorie, welche die Abhängigkeiten im Reaktionsverhalten bei den einzelnen Items durch die Annahme einer latenten Variablen zu erklären versucht, deren Ausprägungen sich in den Reaktionen manifestieren. Die Notwendigkeit einer meßtheoretischen Fundierung dieser Theorie zeigt sich jedoch bei der Anwendung derselben Methode auf die Distanz zwischen sozialen Schichten und Berufsgruppen (REUBAND 1975, LAUMANN u. SENTER 1976).

Am Ende des vorigen Abschnitts beschäftigten uns v.a. die Möglichkeit von Messungen auf einem bestimmten Skalenniveau; hier haben wir nun mit einem anderen wesentlichen Aspekt der Meßtheorie zu tun, nämlich der Definition von homogenen Stichproben (und zwar von Items sowie von Personen) bzw. der Dimensionalität der latenten Variablen. Ersetzen wir etwa in (F1) den 'Schwarzen' durch 'Tischler' oder durch 'Bankdirektor' und den 'Schwiegersohn' durch 'Schwiegervater' oder durch 'Nachbar', so wird auch ohne eingehendere Analyse klar, daß diese Items nicht die gleiche Dimension messen werden (keine homogene Stichprobe aus einem Itemuniversum darstellen).

Wesentlich ist auch die Lösung eines anderen Problems: Bedeutet soziale Distanz Abgrenzung nur nach 'unten' innerhalb einer sozialen Rangordnung (die sich dann mit dem Begriff 'Prestige' identifizieren ließe) oder ein 'Kastendenken'?

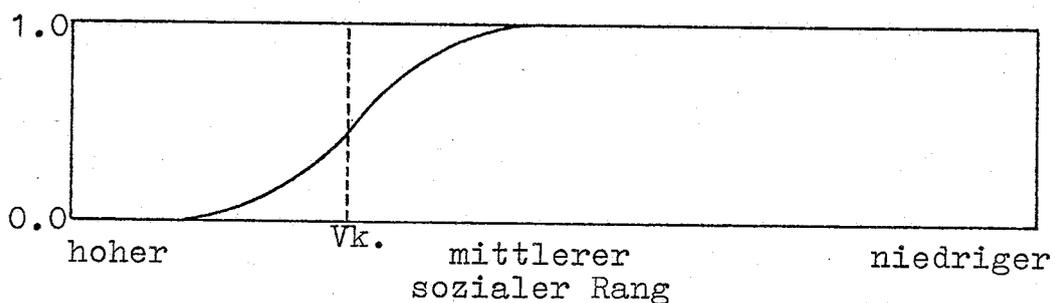
im Sinne einer Abgrenzung gegenüber Klassen unterschiedlichen Ranges. Die Itemcharakteristiken (d.s. die Funktionen, welche die Wahrscheinlichkeit einer positiven Beantwortung des Items i in Abhängigkeit von der Position einer V_p v auf einer latenten Dimension darstellen) eines Items mittlerer Schwierigkeit würden sich für diese beiden Annahmen etwa wie folgt darstellen:

Abb.2.:

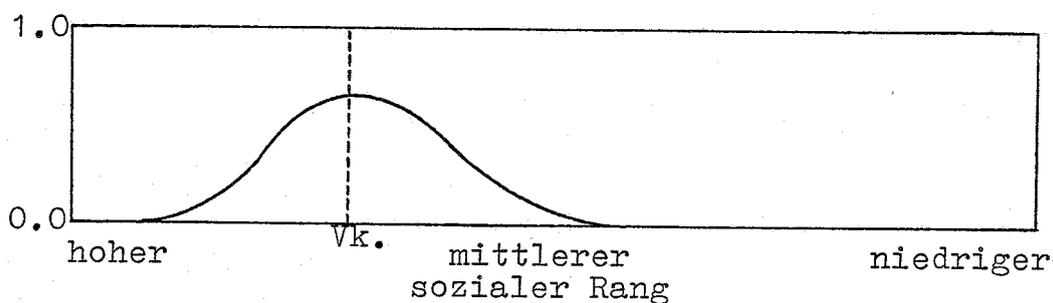
Itemcharakteristik des Items:

"Ich hätte einen Verkäufer gerne als Freund"

- a) wenn eine Tendenz zur Abgrenzung nach unten wirksam ist.



- b) wenn 'Kastendenken' wirksam ist.

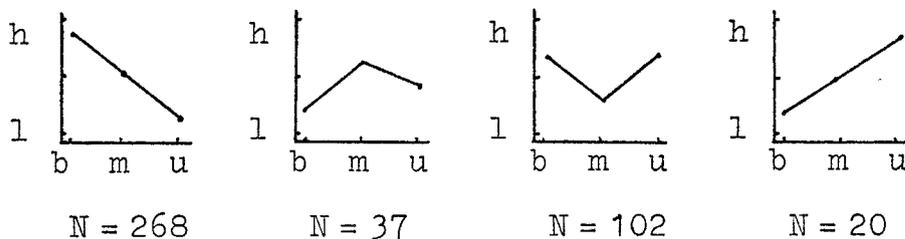


Vk..... Sozialer Rang des Berufs 'Verkäufer'

Dazu kommt, daß die Beantwortung dieses Problems abhängig sein wird von der Zusammensetzung der untersuchten Stichprobe (bzw. der sozialen Schicht) der befragten Personen. Die Gesetzmäßigkeit, die sich im Antwortverhalten manifestiert und die Annahme einer latenten Dimension rechtfertigt, muß also für alle untersuchten Personen sowie für alle untersuchten Items Geltung haben; trifft dies nicht zu, dann können keine Aussagen über den Geltungsbereich dieser Gesetzmäßigkeit gemacht werden, d.h. die zugrundeliegende Theorie ist wertlos.

In der Untersuchung von LAUMANN u. SENTER (1976) wurde die soziale Distanz gegenüber Angehörigen bestimmter Berufsgruppen mit Hilfe der Items der social distance scale von BOGARDUS untersucht. Die Ergebnisse zeigen, daß die von ihnen untersuchte Stichprobe nicht homogen ist in dem Sinne, daß das Antwortverhalten aller Vpn der gleichen Gesetzmäßigkeit gehorcht. Bei Unterteilung der Zielgruppen der Items in drei Berufsschichten (blue - collar, middle white - collar, upper white - collar) wurden vier verschiedene Formen der Abhängigkeit des sozialen Distanzmaßes von der sozialen Schicht der Zielgruppe gefunden:

Abb.3.: (aus: LAUMANN u. SENTER 1976, AJS 81, S.1327)



- h ... high subjective social distance
- l ... low subjective social distance
- b ... blue collar
- m ... middle white - collar
- u ... upper white - collar

Daraus ergibt sich, daß von 'social distance' in diesem Zusammenhang nicht im Sinne einer Dimension gesprochen werden kann, die das beobachtete Antwortverhalten erklären kann.

Sicherlich dürfte demnach auch ein Prestigefaktor wirksam sein, welcher selbst jedoch wiederum in sich nicht einheitlich in seinen Auswirkungen sein dürfte: Faktorenanalytische Untersuchungen (ARTZ, FAIRBANK, CURTIS, JACKSON 1971) erbrachten 5 Faktoren, die sozialen Rang mitbestimmen; 4 davon ließen sich als Wohnort, Stereotyp, Status des Ehepartners und erreichter sozioökonomischer Status identifizieren.

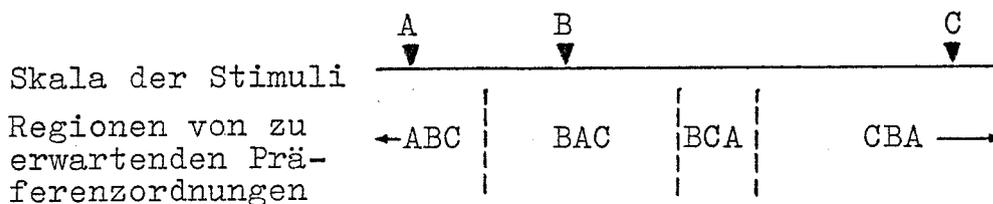
2.4. Theory of Unfolding

Die theory of unfolding (COOMBS 1964) ist eine Formalisierung der zweiten Hypothese ('Kastendenken') über die Itemcharakteristiken im vorigen Kapitel, d.h. einer steigenden Abgrenzung gegenüber Gruppen, die sich in ihrem Status von dem der eigenen Gruppe relativ unterscheiden. Sie wurde ansatzweise auch als probabilistisches Modell formuliert, doch soll die Grundidee bereits an dieser Stelle eingeführt werden, um die wesentlichen Probleme der Einstellungsmessung

nocheinmal verdeutlichen.

Die Einstellung eines Individuums bezüglich einer Menge von Objekten (Stimuli) kann abhängig sein von seiner Position auf dem Kontinuum, auf dem diese Objekte gemessen werden sollen (bzw. der Position seines Bezugspunktes). In diesem Falle wird seine Präferenzordnung dieser Objekte ihrer absoluten Distanz von dieser Bezugsposition entsprechen, d.h. ihrem positiven Abstand vom Nullpunkt einer Skala, die durch 'Zusammenfalten' der ursprünglichen Skala an der Stelle des Bezugspunktes der Person entsteht. Bei 3 Stimuli sind demnach 4 Präferenzordnungen zu erwarten:

Abb.4.:



Ein solches Modell ist natürlich leicht zu falsifizieren; ein einziger Verwechslungsfehler in der Präferenzordnung einer Person würde dazu genügen. Das Modell ist also unrealistisch in dem Sinne, daß es kaum jemals empirische Daten erklären kann. Tatsächlich läßt sich jedoch gerade dieser Nachteil in einen Vorteil ummünzen, wenn man die Zahl der Verwechslungsfehler als Grundlage für ein - probabilistisches - Meßmodell verwendet. Diese Vorgehensweise ist insoferne gerechtfertigt, als

erfahrungsgemäß in Psychologie und Sozialwissenschaften nahezu jede Variable mit jeder korreliert ist und somit niemals alle Variablen kontrolliert werden können, die das untersuchte Verhalten (hier: Einstellungen) beeinflussen; probabilistische Modelle sind daher auf der Basis von Reaktionswahrscheinlichkeiten formuliert.

3. Probabilistische Modelle (Grundvoraussetzungen)

Im vorigen Abschnitt sind wir an drei Stellen auf Schwierigkeiten gestoßen, die für die 'klassischen' Methoden im allgemeinen charakteristisch zu sein scheinen. Sie seien hier nocheinmal der Übersicht halber zusammengefaßt:

- Fehlen eines fundierten Meßmodells, das überprüfbare Hypothesen über den Zusammenhang zwischen den Daten und den zugrundeliegenden (zu untersuchenden) Variablen formuliert (vgl. Kap.2.2)
- Fehlen einer überprüfbaren Theorie der Homogenität der zu untersuchenden Objekte (vgl.Kap. 2.3.)
- Fehlen einer Beschreibung der Zufallseinflüsse unkontrollierter Variabler (Meßfehler) durch das Modell. (Probabilistischer Charakter der Daten) Vgl.: Kap.2.4.

Die Bewältigung dieser Probleme hat in letzter Konsequenz zu Modellen geführt, die neben ihrer Überlegenheit in den beschriebenen Punkten noch andere sehr wesentliche, theoretische wie praktische Vorteile aufweisen, wie etwa die Unabhängigkeit der Ergebnisse von der untersuchten Stichprobe von Objekten (Vpn, Items). Im folgenden sollen die wesentlichen Grundvorstellungen dieser Modelle kurz beschrieben werden.

3.1. Meßtheorie

Klassische Modelle sind im wesentlichen tautologisch, wie die Mathematik im allgemeinen. Ihre Annahmen sind nicht falsifizierbar, was LORD u. NOVICK (1968) veranlaßte, die klassische Testtheorie als "weak true - score model" zu bezeichnen.

Das Wesen einer Messung ist aber die Abbildung einer Menge vorgegebener Objekte (oder Meßgegenstände) und der zwischen ihnen feststellbaren empirischen Relationen in eine Menge von Zahlen und Relationen zwischen diesen. Wesentlich ist, daß diese Relationen schon vor der Messung und unabhängig von ihr bestehen und festgestellt werden können (FISCHER 1974; vgl. auch COOMBS, DAWES u. TVERSKY 1970).

Das Vorhandensein solcher (empirischer, nicht gemessener) Relationen entspricht wieder dem Zutreffen bestimmter Axiome, die ein bestimmtes Skalenniveau definieren. Ein solches Axiomensystem für Intervallskalen wurde bereits beschrieben (Kap. 2.2.), ein anderes Beispiel von weitreichender theoretischer Bedeutung ist das 'additive conjoint measurement' (LUCE u. TUKEY 1964). Dabei sollen mehrere Rangskalen (jede monotone Transformation ist zulässig!), zusammengefaßt in eine Datenmatrix, mit dem Ziel transformiert werden, daß sich eine einfache additive Relation ergibt; ist dies möglich, so

überführt diese Transformation die ursprünglichen Skalen in zwei Intervallskalen identischer Maßeinheit.

Ersetzt man die Beobachtungen in der Datenmatrix durch Reaktionswahrscheinlichkeiten $p(+/a_i, b_j)$, d.h. die Wahrscheinlichkeiten einer positiven Antwort der Person a_i (die Personen a werden aufgrund ihrer Testrohrewerte verglichen) auf Item b_j (verglichen nach den Itemrandsummen), so geht das conjoint measurement in ein probabilistisches Testmodell über. Wie FISCHER (1974; S.343) zeigen konnte, steht das conjoint measurement in engem Zusammenhang mit der Forderung nach 'spezifischer Objektivität' (vgl. Kap.4.2.2.), welche eine wesentliche Voraussetzung des Meßmodells von RASCH (1960) darstellt.

3.2. Homogenität und Populationsunabhängigkeit

Die Bedeutung von Axiomensystemen, wie wir sie im vorhergehenden Kapitel (sowie in Kap.2.2.) kennenlernten, liegt nicht nur in der Definition einer Skala sondern auch darin, daß durch sie die Eindimensionalität der latenten Variablen garantiert wird, die es zu messen gilt. Dies bedeutet zugleich den Nachweis überhaupt der Existenz dieser Variablen (formale Validität). Denn es ist wenig wahrscheinlich, daß sich die postulierten Relationen in den Daten noch zeigen werden, wenn unkontrollierte Variable die Reaktionen systematisch mitbeeinflussen.

Und erst die Trennung der beobachteten Variablen von dieser latenten Dimension gestattet die Beantwortung der Frage, wieviele Grunddimensionen (latent traits, Faktoren) die beobachtbaren Daten mitbedingen.

In unserem Zusammenhang bedeutet Homogenität einmal die Feststellung von Gruppen von *P e r s o n e n*, die in ihren Verhaltensgesetzmäßigkeiten übereinstimmen, zum anderen die Bestimmung von homogenen Gruppen von *I t e m s*, die eine Verhaltensdimension messen. Die Trennung von latenter Dimension und beobachtbarer Variabler mag das folgende hypothetische Beispiel erläutern:

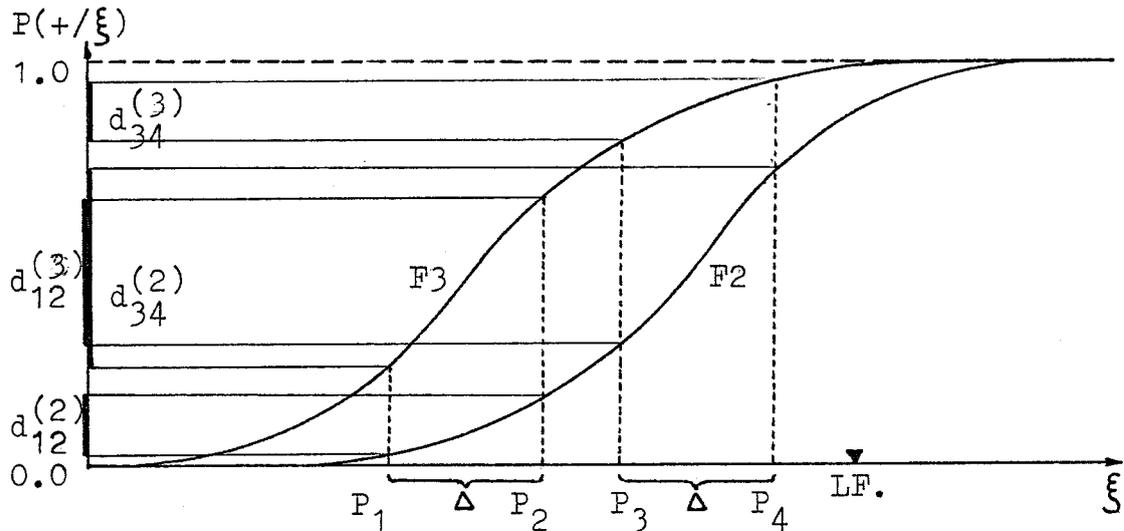
Angenommen wir wollen die gegenseitige soziale Distanz je zweier Personen auf einem Kontinuum sozialer Rangplätze ξ mit Hilfe ihrer subjektiven Distanz zu einem Vertreter des Berufs 'Lastwagenfahrer' messen (Siehe Kap.2.3.). Wir wollen dazu jedoch zwei verschiedene Indikatoren für die subjektive Distanz verwenden, nämlich die Zustimmung bezüglich der Feststellungen

(F2) Ich hätte gerne einen Lastwagenfahrer als Schwiegersohn

(F3) Ich hätte gerne einen Lastwagenfahrer als Wohnungsnachbarn

Die Wahrscheinlichkeiten $P(+ \text{ bei } F1)$ und $P(+ \text{ bei } F2)$ sind Funktionen von ξ , ihre Gegenwahrscheinlichkeiten Funktionen der subjektiven Distanzen vom Beruf des Lastwagenfahrers. Diese Funktionen könnten sich etwa wie folgt darstellen lassen:

Abb.5.:



Betrachten wir nun die Personenpaare (P_1, P_2) und (P_3, P_4) , die sich auf der latenten Dimension um den gleichen Betrag Δ unterscheiden; je nach dem, ob wir F_2 oder F_3 als Indikatoren heranziehen, wird die 'soziale Distanz' für das zweite ($d_{34}^{(2)} > d_{12}^{(2)}$) oder das erste Paar ($d_{12}^{(3)} > d_{34}^{(3)}$) größer sein, solange wir die Differenz der Reaktionswahrscheinlichkeiten als Maß der sozialen Distanz interpretieren. Das Dilemma kann ohne zusätzliche Annahmen über den funktionalen Zusammenhang von ξ und den beobachtbaren Reaktionswahrscheinlichkeiten garnicht gelöst werden.

Aus diesem Beispiel wird auch verständlich, warum verschiedene Stichproben von Items wie von Vpn zu verschiedenen Ergebnissen führen müssen, solange

die beobachtbare Variable mit der latenten Dimension verwechselt wird. So können positive Korrelationen zwischen Variablen verschwinden oder sogar umgekehrt werden, sobald eine neue Variable in die Analyse mit einbezogen wird. Das folgende, ebenfalls hypothetische Beispiel möge dies veranschaulichen:

Dazu betrachten wir die folgende Kontingenztafel:

Abb.6.:¹

	F3		
	+	-	
F3*	31	30	61
-	9	34	43
	40	64	104

$r_{\phi} = .30$
 $\chi^2 = 9.36 \text{ s.}$

wobei für F3* der Lastwagenfahrer aus F3 durch einen Verkäufer ersetzt sein soll.

Es ist nun kaum anzunehmen, daß jemand einen Lastwagenfahrer nicht als Nachbarn haben will, weil er nicht neben einem Verkäufer wohnen will, und auch die Umkehrung ist wenig wahrscheinlich. Es ist hingegen viel naheliegender, beide Antworten als Symptom einer einzigen latenten Dimension aufzufassen; um diese Hypothese zu überprüfen, suchen wir nach einer solchen Variablen, und versuchen, sie konstant zu halten. Wir teilen also unsere Stichprobe z.B. nach dem

1 Aus: FISCHER (1974)

Einkommen in zwei Teilstichproben und sehen sofort, daß die beobachtete Korrelation für jede der beiden verschwindet; wir sagen: Einkommen erklärt den Zusammenhang.

Abb.7.:

		F3		
		+	-	
F2	+	30	20	50
	-	6	4	10
		36	24	60

$$r_{\phi} = .00$$

		F3		
		+	-	
F2	+	1	10	11
	-	3	30	33
		4	40	44

$$r_{\phi} = .00$$

Dieses Prinzip, das für die gesamte Testtheorie und im Speziellen für die probabilistischen Modelle von grundlegender Bedeutung ist, wird als 'lokale stochastische Unabhängigkeit' bezeichnet. Damit soll angedeutet werden, daß die beiden Testfragen in allen Stichproben mehr oder weniger kovariieren, daß dieser Zusammenhang jedoch sofort verschwindet, sobald die latente Variable 'herauspartialisiert' wird. Dies entspricht der Annahme der Faktorenanalyse, daß nach Extraktion hinreichend vieler Faktoren die Restkorrelation gleich 0 sein müßte. Formal wird die Annahme der lokalen stochastischen Unabhängigkeit wie folgt ausgedrückt:

$$(2) \quad P(+ \text{ bei Item } i \text{ und } + \text{ bei Item } j/\xi) = \\ = P(+ \text{ bei } i/\xi)P(+ \text{ bei } j/\xi)$$

oder kürzer:

$$(3) \quad f_{ij}(\xi) = f_i(\xi)f_j(\xi)$$

Damit wird eine Definition von Homogenität möglich, die im wesentlichen mit der eines einfaktoriellen Tests übereinstimmt, jedoch ohne Verwendung populationsabhängiger Größen wie der Korrelation. Diese sagt nämlich, wie die letzten beiden Beispiele zeigen sollten, nichts über den Zusammenhang der beobachteten Variablen aus, sondern nur über die Verteilung der latenten Variablen in der Stichprobe.

3.3. Probabilistischer Aspekt

Man könnte sagen, ein Modell ist nie richtig oder falsch, sondern es wird beibehalten, solange es nicht durch Daten widerlegt wird. Da in den Sozialwissenschaften niemals alle Variablen kontrolliert werden können, welche Einfluß auf die Daten haben, wird ein deterministisches Modell diese kaum exakt erklären können. Probabilistische Modelle berücksichtigen die Tatsache des Meßfehlers, der durch Zufallsprozesse verursacht wird. Indem sie Aussagen über den probabilistischen Zusammenhang zwischen den Daten und der die Daten erklärenden latenten Variablen machen, gestatten sie Wahrscheinlichkeitsaussagen über die Gültigkeit des Modells. Sie sind damit nicht ungenauer (die Wahrscheinlichkeit für einen Fehler erster Art kann ja beliebig klein gewählt werden), sondern realistischer.

4. Probabilistische Modelle für Gruppenstrukturen

Die Zusammenstellung der in diesem Abschnitt beschriebenen Modelle erfolgte unter dem Aspekt der Anwendbarkeit bei der Untersuchung objektiver und subjektiver sozialer Strukturen; trotzdem wurde weniger vom Standpunkt der Vollständigkeit in der Aufzählung ausgegangen; vielmehr orientiert sich die Beschreibung daran, welche Grundannahmen in die Modellstrukturen eingehen und wie diese zur Abbildung und Überprüfung der wesentlichen Hypothesen im beschriebenen Themenbereich herangezogen werden können.²

Sei ξ die latente Variable, $g(\xi)$ deren Dichte und $f_i(\xi)$ die bedingte Wahrscheinlichkeit (Itemcharakteristik) einer positiven Antwort auf das (dichotome³) Item i ; wir erhalten dann für die (unbedingte)

- 2 Aus demselben Grund behandelt der empirische Teil der Arbeit auch ausschließlich die Anwendung von Modellen, die in ihren Grundannahmen (separierbare Parameter) auf RASCH (1960) zurückgehen, weil diese von ihrer Struktur her hinreichend gut zu verallgemeinern sind um Anwendbarkeit auf weitestem Bereich zu garantieren.
- 3 Für den allgemeinen Fall polychotomer Items siehe v.a. SCHEIBLECHNER (1971c); für eine mehr anwendungsorientierte Darstellung, siehe FISCHER u. SPADA (1973). Es soll hier jedoch nur auf den dichotomen Fall eingegangen werden, da sich

Wahrscheinlichkeit einer positiven Antwort auf Item i :

$$(4) \quad p_i = \int_{-\infty}^{\infty} f_i(\xi) g(\xi) d\xi$$

Die Wahrscheinlichkeiten p_i lassen sich durch relative Häufigkeiten schätzen; während das Beobachtungsmaterial aber prinzipiell endlich ist, kann die Anzahl der Parameter der Verteilung $g(\xi)$ und der Funktion $f_i(\xi)$ beliebig groß sein. Schätzung der Parameter bedeutet also spezielle Annahmen über die Form der Itemcharakteristiken und der Verteilung $g(\xi)$.

einerseits die meisten Kategorisierungen zwanglos auf zwei Kategorien reduzieren lassen; dagegen bringt der mehrkategorielle Fall bedeutende Schwierigkeiten meßtheoretischer Art, womit ein größerer Aufwand an Daten einhergeht, sodaß die Anwendungsmöglichkeiten beschränkt sind.

4.1. Die latent class analysis

Eine wesentliche Vereinfachung des Modells (4) ergibt sich unter der Annahme, daß sich der Parameter ξ auf genau r Klassen verteilt. Die Itemcharakteristik wird dabei durch einen Vektor $f_i = (f_{vi})$, $v = 1, \dots, r$ ersetzt dessen Elemente wie folgt definiert sind:

$$(5) \quad P(+/\text{Item } i, V_p \text{ in Gruppe } v) = f_{vi}$$

Aus der Annahme der lokalen stochastischen Unabhängigkeit erhalten wir:

$$(6) \quad P(+ \text{ bei } i \text{ und } + \text{ bei } j/v) = f_{vi} \cdot f_{vj}$$

Sei g die Wahrscheinlichkeit, daß eine zufällig ausgewählte Person der Klasse v angehört. Die Grundgleichungen des latent class - Modells sind dann:

$$(7) \quad \begin{aligned} 1 &= \sum_{v=1}^r g_v \\ p_i &= \sum_{v=1}^r f_{vi} g_v \\ p_{ij} &= \sum_{v=1}^r f_{vi} f_{vj} g_v \\ p_{ijm} &= \sum_{v=1}^r f_{vi} f_{vj} f_{vm} g_v \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeiten auf der linken Seite von (7) lassen sich durch die beobachteten

relativen Häufigkeiten schätzen; das System auf der linken Seite ist sodann unter bestimmten Bedingungen lösbar (LAZARSFELD 1968). Die Schwierigkeit, daß sich häufig Wahrscheinlichkeiten außerhalb des 0 - 1 - Intervalls ergeben, konnte in letzter Zeit durch ein neues Verfahren unter Verwendung der logistischen Transformation für alle Modellparameter von FORMANN (1976) gelöst werden.

Die latent class analysis faßt Personen aufgrund ihrer Antworten zu Klassen zusammen und ist daher als Alternative zur Clusteranalyse verwendbar.

4.2. RASCHs dichotomes (spezielles) logistisches Testmodell mit separierbaren Parametern

Die wesentliche Frage der Testtheorie ist, wie sich die in den Reaktionen der Vpn (protokolliert als Folge von +---+---... für die einzelnen Items) enthaltene Information über den latenten Parameter ξ durch Zahlen ausdrücken läßt. Bei der latent class analyse hat sich gezeigt, daß es unter diesen Modellannahmen nicht genügt zu wissen, daß die Vp 4 von 10 Fragen (oder 40%) positiv beantwortet hat, sondern daß die Wahrscheinlichkeit für eine Zuordnung der Person in eine bestimmte Klasse davon abhängig ist, welche Items sie positiv beantwortet hat. Häufiger ist jedoch der Fall, daß die relative Zahl der

positiven Antworten als Maß für den latenten Parameter angesehen wird; diese soll also die gesamte Information über letzteren enthalten, weshalb man sie als 'erschöpfende Statistik' bezeichnet. Das wichtigste Modell, das auf der Annahme von erschöpfenden Statistiken beruht ist das dichotome logistische Testmodell von RASCH (1960).

4.2.1. Grundannahmen des dichotomen logistischen Modells (Zusammenfassung)

Die beobachteten Reaktionen der Vpn werden als Indikatoren (Symptome) einer latenten Variable aufgefaßt (Homogenität); die Reaktion hängt somit ab von der Position der Vp auf der latenten Dimension und von der Itemschwierigkeit; beide lassen sich eindeutig durch Parameter beschreiben. Zwischen der Reaktionswahrscheinlichkeit und diesen Parametern besteht ein funktionaler Zusammenhang, genannt Itemcharakteristik, welcher als eigentlich monoton steigend vorausgesetzt wird. Die zusätzliche Annahme der lokalen stochastischen Unabhängigkeit schließt zusätzliche Abhängigkeiten zwischen den Items (z.B. Lerneffekte) aus. Die Itemrandsummen $a_{oi} = \sum_v a_{vi}$ sollen dabei erschöpfende Statistiken für die Itemparameter und die Personenrandsummen $a_{vo} = \sum_i a_{vi}$ erschöpfende Statistiken für die Personenparameter sein

(wobei $a_{vi} = 1$ wenn V_p v Item i löst und $a_{vi} = 0$ sonst).

4.2.2. Spezifische Objektivität

Während die Annahmen im vorigen Kapitel mehr praxisbezogene Betrachtungen über die Daten selbst und ihre Interpretation darstellen, handelt es sich bei dem hier gestellten Postulat um eine Definition sehr allgemeiner Bedeutung:

"Wissenschaftlichkeit ist nicht dadurch charakterisiert, dass man 'überprüfbare' Tatsachenfeststellungen macht, sondern dass Vergleiche zwischen verschiedenen Objekten (innerhalb einer Klasse zusammengehöriger Objekte) durchgeführt werden, welche 'objektiv' sein sollen." (FISCHER 1974, S.408)

Objektiv sei der Vergleich aber dann, wenn sein Ergebnis unabhängig ist von der Wahl der Agentien (Items), denen die Objekte (V_{pn}) zum Vergleich ihrer Eigenschaften ausgesetzt werden, sowie von der Wahl der Objekte, die außerdem noch den Agentien ausgesetzt werden. (Dasselbe soll analog auch für den Vergleich zweier Agentien gelten.)

Um anzudeuten, daß es sich hier um eine Möglichkeit handelt, Objektivität zu definieren, bezeichnet RASCH solche Vergleiche als 'spezifisch objektiv'. Er konnte nachweisen, daß sein Modell notwendig und hinreichend ist für 'spezifisch objektive' Vergleiche.

4.2.3. Folgerungen

4.2.3.1. Itemcharakteristik

Aus den genannten Grundannahmen (sowie aus der Forderung nach spezifischer Objektivität) folgt notwendig und hinreichend das dichotome logistische Modell von RASCH mit folgender Itemcharakteristik:

$$(8) \quad f_i(\xi_v) = P(a_{vi}=1/v, i) = \frac{\exp(\lambda_{vi})}{1+\exp(\lambda_{vi})} = \frac{\exp(\xi_v - \sigma_i)}{1+\exp(\xi_v - \sigma_i)}$$

- mit λ_{vi} ... Reaktionsparameter für die Kombination Person v - Item i
 a_{vi} ... Antwort der Vp v bei Item i ($a_{vi}=1$, wenn Vp v Item i löst, anderenfalls $a_{vi}=0$)
 ξ_v ... (log.) Personenparameter (Fähigkeit) für Person v
 σ_i ... (log.) Itemparameter (Schwierigkeit) für Item i

oder äquivalent:

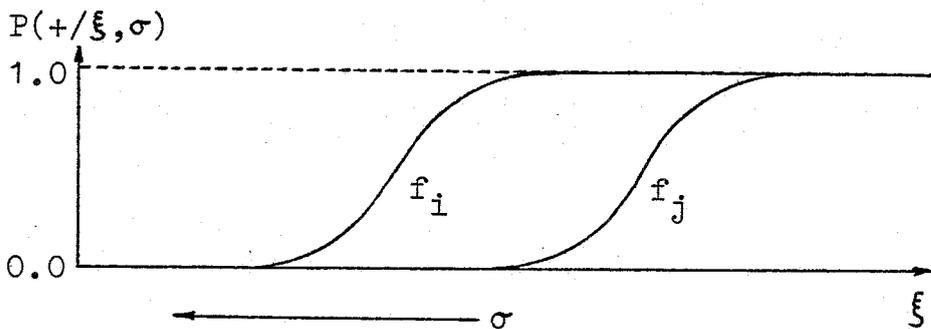
$$(9) \quad P(a_{vi}=1/v, i) = \frac{\varepsilon_i \theta_v}{1 + \varepsilon_i \theta_v}$$

- mit $\xi_v = \ln \theta_v$, θ_v ... (unlog.) Personenparameter
 $\sigma_i = \ln \varepsilon_i$, ε_i ... (unlog.) Itemparameter

Der Situationsparameter λ_{vi} läßt sich also als Summe von Personen- und Itemparameter darstellen. Letztere

werden also vollkommen symmetrisch behandelt ('separierbare' Parameter); Lösung eines Items kann daher sozusagen anschaulich als Sieg der Person über das Item beschrieben werden, beide Parameter werden auf derselben Dimension gemessen:

Abb.8.:



Hierin ist der Grund für die vielfältigen Möglichkeiten der Anwendung sowie der Verallgemeinerung dieses Modells zu sehen, denn der Parameter λ_{vi} läßt sich unter Beibehaltung der Modellvoraussetzungen in vielfältiger Weise aufspalten; so lassen sich Situationseffekte, Zeiteffekte, Gruppeneffekte u.a.m. leicht durch zusätzliche Parameter modellieren. (Für Beispiele solcher Anwendungen in den Sozialwissenschaften, siehe KEMPF 1974)

4.2.3.2. Schätzgleichungen

Durch die Conditional - Maximum - Likelihood - Methode (CML) erhält man Schätzgleichungen für die Itemparameter, in die die Personenparameter nicht mehr eingehen, sondern nur deren erschöpfende Statistiken, die Personenrandsummen, und umgekehrt Schätzgleichungen für die Personenparameter, die nur von den Itemrandsummen und nicht von den Itemparametern abhängig sind.

Diese Eigenschaft des Modells definiert die eingangs geforderte Stichprobenunabhängigkeit und ist ihrerseits eine Konsequenz der spezifischen Objektivität. Die Schätzgleichungen für die unlogarithmierten Itemparameter ϵ_i lauten:

$$(10) \quad \frac{a_{oi}}{\epsilon_i} = \sum_r n_r \frac{\gamma_{r-1}^{(i)}}{\gamma_r}$$

mit n_r ... Anzahl der Personen mit $a_{vo}=r$
 γ_r ... elementarsymmetrische Funktion
 r-ter Ordnung der Itemparameter

$$\text{und } \gamma_{r-1}^{(i)} = \partial \gamma_r / \partial \epsilon_i$$

Die Personen- und Itemparameter sind bis auf eine multiplikative Konstante eindeutig bestimmt, d.h. sie werden auf Rationalskalenniveau gemessen; logarithmische Transformation sowie Festlegung des Nullpunktes ('Normierungsvorschrift'; etwa: $\prod \epsilon_i = 1$ bzw. $\sum \sigma_i = 0$) führt zu einer absoluten Skala.

4.2.3.3. Modellkontrollen

Um zu klären, ob die Daten der Struktur (8) bzw. (9) genügen, definiert das Modell Modellkontrollen. Parametrische⁴ Modelltests machen sich die Stichprobenunabhängigkeit zunutze, indem sie die Nullhypothese zu verwerfen suchen, daß die Schätzungen der Parameter aus beliebigen Teilstichproben zu gleichen Ergebnissen gelangen müssen (gleiche Normierungsvorschriften vorausgesetzt). Dabei wird also ein Teil der Daten, nämlich die Randsummen, zur Schätzung der Parameter verwendet und ein anderer, davon unabhängiger Teil (das 'Innere' der Datenmatrix) zur Modellkontrolle; denn es ist nur dann sinnvoll, Aussagen über die Personen und Itemparameter aus dem Modell abzuleiten, wenn die Modellgeltung unabhängig vom Ergebnis dieser Aussagen überprüft werden kann.

Man teilt also die Stichprobe nach einem Kriterium, das von Relevanz sein könnte, in zwei Hälften und schätzt die Itemparameter für jede Hälfte getrennt ($\sigma_i^{(1)}, \sigma_i^{(2)}$). Trägt man die so erhaltenen Schätzungen als Punkte $P_i(\sigma_i^{(1)}/\sigma_i^{(2)})$ in einem kartesischen Koordinatensystem ein (graphische Modellkontrolle),

- 4 Parameterfreie Modelltests (RASCH 1960, 1966; SCHEIBLECHNER 1971) genügen der Forderung nach spezifischer Objektivität, sie sind daher theoretisch befriedigender, praktisch jedoch aus rechen-technischen Gründen ungeeignet.

so zeigen sich Abweichungen als Abstände der Punkte von einer Geraden mit Anstieg 1 durch den Ursprung. Signifikanzprüfungen werden unter Verwendung der Informationsfunktion (vgl.: LINDLEY 1965) möglich, d.h. wenn man berücksichtigt, daß ein Item verschieden gut diskriminiert, je nachdem, wo es auf dem latenten Kontinuum ξ liegt; umgekehrt kann die Schwierigkeit σ_i der Items verschieden genau geschätzt werden in Abhängigkeit davon, wie viel Information die untersuchte Vpn - Stichprobe über dieses Item liefert. Dieses Verfahren ist bekannt unter dem Namen: 'Parametrische Modellkontrolle von FISCHER und SCHEIBLECHNER (1970a)'. Für jedes Item wird dabei ein z - Test und für die Gesamtstichprobe ein χ^2 - Test durchgeführt.

Erfahrungsgemäß zeigt sich häufig, daß einzelne Items bei der Modellkontrolle den Modellvoraussetzungen widersprechen. Liegt der Testkonstruktion jedoch eine fundierte substanzwissenschaftliche Theorie zugrunde, so ist es vertretbar, durch Eliminieren einzelner Items Modellanpassung zu erzielen. Es wäre sodann notwendig zu untersuchen, welche Modellannahmen (in den meisten Fällen wird die Eindimensionalität verletzt sein) für dieses Item nicht erfüllt sind.

Wichtig ist, daß durch diese Modellkontrollen eine wissenschaftliche Vorgehensweise vorgezeichnet ist, die sich wesentlich von der bei klassischen Verfahren

So liefert etwa jede Faktorenanalyse eine bestimmte Faktorenstruktur; uninterpretierbare Faktoren können fehlende Anwendbarkeit des Verfahrens für die untersuchte Fragestellung oder mangelndes Geschick des Untersuchenden bei der Rotation und Interpretation signalisieren; Verletzung der Modellannahmen (z.B. Daten nur auf Intervallskalenniveau) zeigen sich wahrscheinlich nur in den widersprüchlichen Ergebnissen verschiedener Untersuchungen (vgl. auch Kap. 5.2.5.). Dagegen ermöglicht das RASCH-Modell die Überprüfung der Modellannahmen unabhängig von der untersuchten Stichprobe. Eine psychologische Theorie, die das beobachtbare Verhalten erklären soll, ist also bereits vor und unabhängig von den Ergebnissen notwendig, wodurch höhere Klarheit der Theoriebildung erreicht wird.

4.2.4. Fragen, die sich durch das logistische Modell formulieren lassen

Im folgenden wollen wir auf einige bereits angeschnittene Probleme (Kap.2.) zurückkommen und zeigen, in welcher Weise das Meßmodell von RASCH dazu beitragen kann, diese Fragen zu formulieren und einer endgültigen Klärung zuzuführen.

4.2.4.1. Soziale Distanz

Der Begriff der sozialen Distanz widerspricht im Prinzip den Modellvoraussetzungen des Meßmodells

von RASCH: Entweder wird nicht Distanz an sich gemessen, sondern der Ort der einzelnen Person auf dem latenten Kontinuum 'sozialer Rang'; ist die Wahrscheinlichkeit einer positiven Antwort jedoch nur abhängig von dem absoluten Abstand dieser Punkte (vgl. Abb. 2., Kap. 2.3.), so ist die Voraussetzung monotoner Itemcharakteristiken verletzt. Oder die latente Dimension läßt sich mit 'soziale Distanz' an sich identifizieren, dann werden durch die verschiedenen Positionen der Vpn in dem Raum, der sich durch die wechselseitigen Distanzen zwischen den Items aufspannen läßt, Abhängigkeiten entstehen, die nicht allein auf eine (allen Vpn) gemeinsame Dimension zurückzuführen sind; damit ist die Annahme der lokalen stochastischen Unabhängigkeit der Daten verletzt.

In beiden Fällen müßte sich jedoch Modellanpassung erzielen lassen, wenn eine hinsichtlich ihrer sozialen Rangplätze homogene Stichprobe untersucht wird. Trifft dies zu, so kann dieses Ergebnis als Indiz für die Wirksamkeit eines Faktors 'soziale Distanz' auf die Reaktionen der Vpn gewertet werden. Aufgrund der eingangs erläuterten Theorie der Wechselwirkungen von sozialen Verhaltenskonzepten und subjektiver Schichtung müßte sich ein solcher Faktor v.a. bei Fragen bezüglich kurzfristiger Kontaktaufnahme ("nach Hause einladen") oder Nachbarschaft auswirken, d.h. bei Fragen, bei denen möglicher

Prestigegewinn oder finanzieller Vorteil nicht von Einfluß sein wird.

4.2.4.2. Prestige

Der Begriff von Prestige deckt sich mit dem Konzept einer latenten Dimension und den Modellvoraussetzungen des logistischen Modells. An sich sollte diese Gesetzmäßigkeit auch für alle Teilstichproben in gleicher Weise gültig sein. Abweichungen bei einzelnen Items sind jedoch wahrscheinlich und müßten interpretierbar sein (z.B. mag ein Arzt im näheren Bekanntenkreis für Angehörige verschiedener Schichten einmal die Möglichkeit erleichterten Zugangs zu medizinischer Fürsorge und ein anderes Mal einen Gesprächspartner gleichen Bildungsniveaus bedeuten.) Prestige müßte sich z.B. bei Fragen nach einem erwünschten Schwiegervater oder Schwiegersohn auswirken.

4.2.4.3. Homogene Gruppen

Wie in Kap.4.2.4.1. bereits angedeutet sind zwei Begriffe von Homogenität sinnvoll und möglich: Einerseits können Personen, die eine ähnliche Position auf dem latenten Kontinuum einnehmen, zu homogenen Gruppen zusammengefaßt werden (Status- oder Ranggruppen); andererseits können Personen zu Gruppen zusammengefaßt werden, deren Reaktionsverhalten (subjektive Schichtung, soziale Erwartungen) sich durch die gleichen Ge-

setzmäßigkeiten erklären lassen. (Vgl. hierzu auch den Begriff der 'Agglutinierbarkeit'; Kap.5.3.1.2.) Es wird jedoch auch sichtbar, daß das Problem homogener Gruppen nicht unabhängig von Hypothesen über das Reaktionsverhalten formuliert werden kann.

4.3. Das lineare logistische Testmodell (LLTM)

4.3.1. Grundstruktur und Modellkontrollen

Das dichotome Modell läßt sich auf mehrfache Weise verallgemeinern. Ein 'mehrfaktorieller' Ansatz wurde von FISCHER (1972) vorgeschlagen; dabei werden die Itemparameter σ_i als Linearkombination elementarerer Parameter η_j aufgefaßt, deren Anzahl kleiner als die der Itemparameter sein soll. Die Schwierigkeit der positiven Beantwortung einer Frage wird also auf die Schwierigkeiten von Teilaspekten zurückgeführt, die für die Beantwortung von Relevanz sein dürften.

Die Itemschwierigkeiten lassen sich dann wie folgt darstellen:

$$(11) \quad \sigma_i = \sum_j q_{ij} \eta_j + c \quad \text{mit } c \dots \text{ Normierungskonstante}$$

Durch Einsetzen in (8) erhalten wir ein Modell der Gestalt:

$$(12) \quad P(a_{vi}=1/v, i) = \frac{\exp(\xi_v + \sum q_{ij} \eta_j)}{1 + \exp(\xi_v + \sum q_{ij} \eta_j)}$$

mit $Q = ((q_{ij})) \dots (k, m)$ -Matrix der Gewichtszahlen ($m < k$)

$\eta_j \dots \dots \dots j$ -ter Elementar-(Basis-) Parameter, $j=1, \dots, m$

Um zu überprüfen, ob die Itemparameter unter den linearen Nebenbedingungen des LLTM ebenso gut geschätzt werden können, wie nach dem speziellen logistischen Modell (d.h. ohne Nebenbedingungen), berechnet man den Likelihoodquotienten in folgender Weise:

$$(13) \quad \lambda = \frac{L_0}{L_1} \quad \text{bzw.} \quad \log \lambda = \log L_0 - \log L_1$$

mit L_0 ... bedingte maximale Likelihood der Daten unter H_0 (keine Nebenbedingungen)

L_1 ... bed.max.Likelihood der Daten unter H_1 (lin.Nebenbedingungen, LLTM)

$Z = -2 \log \lambda$ ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit $df = k - m - 1$ Freiheitsgraden.

4.3.2. Fragen, die sich mit dem LLTM formulieren lassen

Das LLTM ermöglicht es, Hypothesen über das Zustandekommen der Itemschwierigkeiten zu überprüfen (vorausgesetzt, daß für letztere die Gültigkeit des speziellen logistischen Modells nachgewiesen ist). Beispielsweise wäre es denkbar, daß die Vpn ganz allgemein engem Kontakt zu anderen Personen skeptisch gegenüberstehen, andererseits aber auch den Kontakt zu Personen der unteren Prestigeklassen eher ablehnen. Wenn diese beiden Faktoren unabhängig voneinander das Antwortverhalten beeinflussen, so müßte sich ein Modell auf der Basis von Parametern

der Kontaktnähe einerseits und Prestigeparametern andererseits entwerfen lassen. Besteht jedoch eine Wechselwirkung zwischen beiden, so muß das ursprüngliche Modell beibehalten werden, d.h. ein eigener Schwierigkeitsparameter je Item errechnet werden.

4.4. Das Poisson - Modell großer Gruppen von SCHEIBLECHNER

SCHEIBLECHNER (1971) hat eine Gruppe von Modellen vorgestellt, die Verallgemeinerungen des Meßmodells von RASCH darstellen und die Beschreibung und Erklärung der Interaktionsstrukturen in großen Gruppen intendieren. Es werden drei Arten von Parametern geschätzt, die sich als Senderpotential (soziale Aktivität), Rezeptionspotential (Attraktivität von Akteuren) und Interaktionspotential (freundschaftliche Verbindungen zwischen Akteuren, unabhängig von Aktivität und Attraktivität der Partner) interpretieren lassen. Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Eintragungen a_{vil} (Anzahl der positiven Wahlen des Akteurs i gegenüber Akteur j bezüglich des Kriteriums l) in den Datenkubus ist eine Funktion dieser Parameter:

$$(14) \quad P(a_{vil} / \alpha_{il}, \beta_{jl}, \sigma_{ij}) = f(\alpha_{il}, \beta_{jl}, \sigma_{ij})$$

mit α_{il} ... (log.) Aktionspotential des Akteurs i bez. Kriterium l

β_{jl} ... (log.) Rezeptionspotential des
Akteurs j bez. Kriterium l
 σ_{ij} ... (log.) Interaktionspotential
zwischen i und j

Wie bereits erwähnt (vgl. Kap. 4.2.3.) sind solche Verallgemeinerungen möglich, weil das Modell (8) hinsichtlich der Interpretierbarkeit des Situationsparameters λ_{vi} weitgehende Freiheit läßt, solange es sich um Einflüsse der gleichen latenten Dimension handelt. SCHEIBLECHNER (1972) hat einen Spezialfall von Modell (14) untersucht: Er genügt der Forderung nach spezifischer Objektivität und verwendet erschöpfende Statistiken (die Randmatrizen des Datenkubus); im Gegensatz zum Modell von RASCH ist die 'Interaktionscharakteristik' (15) (vgl. 'Itemcharakteristik' (8)) die Wahrscheinlichkeitsfunktion einer Poissonverteilung, da nicht das Auftreten vs. Nichtauftreten einer Reaktion (Lösung von Items) sondern die Häufigkeit bestimmter Reaktionen beobachtet wird:

$$(15) \quad P(a_{ijl}/\text{Parameter}) = \exp(-\alpha_{il}\beta_{jl}\sigma_{ij}) (\alpha_{il}\beta_{jl}\sigma_{ij})^{a_{ijl}} / a_{ijl}!$$

Das Modell wurde mit einigem Erfolg zur Untersuchung der Sozialstruktur einer Wiener Satellitenstadt angewandt (KEMPF (Hrsg.): darin SCHEIBLECHNER 1974). Als Empfängerpopulation diente eine Anzahl von typischen Vertretern der Einwohner dieser Stadt, die auf Karten möglichst genau hinsichtlich Beruf, Wohnung, Familienstand, etc. geschildert waren. Untersucht wurde das Kontaktverhalten (Häufigkeit

bestimmter Kontakte) der Vpn zu einem ihrer Bekannten, der dem jeweiligen Typus auf der Karte optimal vergleichbar war.

4.4.1. Probleme, die sich mit Hilfe des Poisson - modells formulieren lassen

4.4.1.1. Soziale Distanz

Der wohlbekannteste soziometrische 'Bias' der Symmetrie (häufige Aktionen von einer Person A gegenüber einer Person B erhöhen die Wahrscheinlichkeit für Aktionen in umgekehrter Richtung, - "Freundschaften tendieren zur Wechselseitigkeit") läßt sich durch folgende Annahme modellieren: Ist das Prinzip der Symmetrie für die Interaktionshäufigkeiten unwirksam, so entstehen wechselseitige Beziehungen nur durch Korrelation von Attraktivität und Aktivität. Tendieren andererseits die Intensitäten gegenseitiger Beziehungen tatsächlich zur Symmetrie, so werden die Kehrwerte der Interaktionsintensitäten σ_{ij}^{-1} zwei der Distanzaxiome erfüllen; erfüllen sie auch die Dreiecksungleichung, so können sie als Distanzmaße interpretiert werden, die eine Metrik darstellen.

4.4.1.2. Homogenität (Agglutinierbarkeit)

Eine sehr plausible Homogenitätsbedingung ist die "Invarianz der Modellstruktur gegenüber Reduktion", von SCHEIBLECHNER als 'Agglutinierbarkeit'

bezeichnet. Darunter ist zu verstehen, daß sich Gruppen von Individuen der untersuchten Stichprobe in geeigneter Weise derart zusammenfassen lassen, daß die Modellanpassung erhalten bleibt; das durch diese Zusammenfassungen entstandene (reduzierte) Modell soll also durch dieselbe Interaktionscharakteristik (15) beschreibbar sein wie das ursprüngliche Modell.

Anschaulich bedeutet das, daß die Akteure der Sender- und Empfängerpopulation nicht mehr Einzelindividuen sondern Gruppen sind, die sich selbst sowie die Individuen der anderen Gruppen in übereinstimmender Weise einordnen und daraus gleichartige Verhaltenskonzepte ableiten. Diese Gruppierung soll sich natürlich bereits vor und unabhängig vom aktuellen Interaktionsverhalten feststellen lassen; Hypothesen über die Gruppenzuordnung werden durch ihre Übereinstimmung mit dem tatsächlichen Interaktionsverhalten überprüfbar, d.h. durch die Agglutinierbarkeit.

5. Empirische Ergebnisse

5.1. Datenmaterial

Das Datenmaterial, das im empirischen Teil der Arbeit einer Sekundäranalyse unterzogen wird, stammt aus einer repräsentativen Befragung von 820 Personen der deutschen Kleinstadt Jülich (PAPPI 1973) und einer Nachbefragung einer Teilstichprobe (370 Personen) der Untersuchten aus der Hauptbefragung. Ziel der Hauptbefragung war v.a. die Untersuchung des Kontaktverhaltens; dazu wurden von jeder Vp detaillierte Angaben über ihre drei besten Bekannten protokolliert. In der Nachbefragung wurde 'subjektive Schichtung', d.h. die Einstellung der Befragten bezüglich Vertretern einiger Berufsgruppen untersucht. 6 Fragen (F4) betreffend 18 Berufsgruppen wurden untersucht (F5):

(F4) Ich hätte gerne einen

- a) als meinen Schwiegersohn
- b) als meinen Schwiegervater
- c) als sehr guten Bekannten
- d) als jemanden, den ich nach Hause einladen
würde
- e) in meinem weiteren Bekanntenkreis
- f) als unmittelbaren Nachbarn

Antwortkategorien:

<u>Zustimmung</u>	<u>Unent-</u>	<u>Ablehnung</u>		
<u>stark</u>	<u>schwach</u>	<u>schieden</u>	<u>schwach</u>	<u>stark</u>
+2	+1	0	-1	-2

(F5) Berufsgruppen:

1. Zimmermann
2. Volksschullehrer
3. Bankdirektor
4. Vorarbeiter im Industriebetrieb
5. Lastwagenfahrer
6. Verkäufer in einem Warenhaus
7. Automechaniker
8. praktischer Arzt
9. Bauhilfsarbeiter
10. Universitätsprofessor
11. angelernter Fabrikarbeiter
12. Straßenkehrer
13. Kassierer in einer Bank
14. Inhaber eines kleinen Lebensmittelgeschäftes
15. Direktor eines großen Industriebetriebes
16. Technischer Zeichner
17. Landesbeamter
18. Diplom - Physiker

5.2. Auswertungen mit Hilfe des RASCH - Modells

Wie bereits mehrfach angedeutet, ermöglicht das Meßmodell von RASCH die Formulierung und Überprüfung sehr grundlegender Hypothesen bezüglich sozialer Strukturen. Die Nachbefragung der PAPPI - Studie (vgl. REUBAND 1975) über subjektive soziale Schichtung bot sich für eine empirische Demonstration dieser Vorgehensweise an.

Die Kategorien "Starke Ablehnung" bis "unentschieden" wurden für das zweikategorielle Modell als 'negativ' (0), der Rest als 'positiv' (1) zusammengefaßt.

5.2.1. Untersuchung der Gesamtstichprobe

Zu Beginn mußte die Frage untersucht werden, ob bzw. inwieweit das Antwortverhalten durch eine für alle

Vpn und alle Items in gleicher Weise gültige Gesetzmäßigkeit erklärt werden kann. Es konnte von vorneherein nicht angenommen werden, daß dies für alle 6 x 18 Items gemeinsam der Fall sein würde; dagegen lag das Hauptinteresse der Befragung ja auch im Vergleich der Einstellungen zu den 18 Berufsgruppen und nicht im Vergleich der Schwierigkeiten der 6 Fragen. (vgl. dagegen die Fragestellung bei BOGARDUS 1928, Kap.2.3.).

Die Daten wurden daher in 6 Teilen (zu je 18 Items) für die einzelnen Fragen getrennt untersucht. Daß diese Vorgehensweise gerechtfertigt war, zeigt sich darin, daß die Modellanpassung sich bei simultaner Analyse von 78 Items gegenüber der Modellanpassung bei getrennter Analyse entsprechend den 6 Fragen wesentlich verschlechtert (χ^2 -Werte zwischen 277.00 und 407,75 bei $df=77$ je nach Modelltest für 78 Items, gegenüber χ^2 -Werten zwischen 48.23 und 116.24 bei $df=17$ für je 18 Items; das Verhältnis ist in den meisten Fällen signifikant, F-Werte > 2.79 entsprechend $\alpha < 0.01$).

Zur Überprüfung der Modellannahmen wurde ein internes Kriterium (Teilung der Stichprobe in Vpn mit höherem und solche mit niedrigerem Rohscore) und ein externes Kriterium (Beruf des Befragten, als dieser im Alter von 14 Jahren war) herangezogen. Die Ergebnisse erweisen die untersuchte Hypothese als unhaltbar: Alle Modelltests bei allen Fragen zeigen überzufällige Abweichungen der Daten von den Modellannahmen:

Tab.1.:Parametrischer Modelltest

Modelltests für die 6 Fragen (F4), jeweils nach
Rohscore (internes Kriterium) und Beruf des Vaters
(externes Kriterium)

Die einzelnen Zahlen sind wie folgt zu interpretieren:

a) internes Kriterium:

Nummer des Items

(log.) Itemleichtigkeit für die Gruppe mit niedri-
gem Rohscore

(log.) Itemleichtigkeit für die Gruppe mit hohem
Rohscore

Informationsmaß⁵ für die erste Parameterschätzung

Informationsmaß für die zweite Parameterschätzung

Z - Wert für die Differenz der Parameterschätzungen

b) externes Kriterium

Nummer des Items

(log.) Itemleichtigkeit für die Gruppe mit Akademi-
kern, Selbständigen und höheren Beamten als
Vätern.

(log.) Itemleichtigkeit für die Gruppe mit Arbei-
tern und Angestellten als Vätern

Informationsmaß für die erste Parameterschätzung

Informationsmaß für die zweite Parameterschätzung

Z - Wert für die Differenz der Parameterschätzungen

5 Das Informationsmaß dient u.a. der Bestimmung von
Konfidenzintervallen mit Hilfe der Formel:

$$\hat{\sigma}_i - z\sqrt{I(\sigma_i)} \leq \sigma_i \leq \hat{\sigma}_i + z\sqrt{I(\sigma_i)}$$

(vgl.: FISCHER 1974, S.293-298)

Tab.1. (Fortsetzung):

internes Kriterium

externes Kriterium

a) Schwiegersonn

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-1.01	-.77	10.143	31.006	.67
2	1.27	1.44	35.703	22.539	.62
3	.99	.48	33.488	32.241	2.07
4	-.65	-.31	13.544	33.579	1.08
5	-1.97	-1.89	4.363	19.323	.14
6	-.91	-.33	11.025	33.489	1.67
7	.47	.53	27.620	31.851	.25
8	2.27	1.58	34.941	20.823	2.51
9	-1.97	-2.18	4.363	16.235	.40
10	.90	.28	32.680	33.286	2.54
11	-1.39	-1.51	7.360	23.622	.30
12	-2.67	-3.38	2.236	6.609	.92
13	.60	.91	29.296	28.500	1.17
14	-.26	.50	18.051	32.051	2.60
15	1.27	1.08	35.703	26.730	.74
16	1.04	1.63	33.977	20.302	2.09
17	-.21	.59	18.739	31.418	2.74
18	2.22	1.36	35.291	23.569	3.25

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.92	-.79	19.611	22.103	.40
2	1.28	1.42	30.911	28.083	.52
3	1.13	.33	30.961	29.437	3.10
4	-.55	-.31	22.609	26.010	.82
5	-2.06	-1.82	10.665	12.966	.58
6	-.82	-.24	20.416	26.522	1.97
7	.51	.49	29.469	29.829	.07
8	2.17	1.96	27.211	24.399	.76
9	-2.39	-1.99	8.528	11.628	.89
10	1.22	-.10	30.952	27.436	5.03
11	-2.06	-1.13	10.665	19.086	2.44
12	-3.59	-3.05	3.329	5.273	.77
13	.77	.74	30.384	30.032	.08
14	.18	.24	27.740	29.103	.22
15	1.46	.93	30.617	29.844	2.07
16	1.16	1.38	30.965	28.259	.85
17	.14	.40	27.532	29.619	.96
18	2.35	1.52	25.885	27.504	3.02

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 54.19 BEI DF = 17

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 63.28 BEI DF = 17

b) Schwiegervater

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	.18	-.58	27.672	28.251	2.84
2	1.01	.24	37.088	27.870	3.08
3	1.40	.67	38.930	24.962	2.84
4	-.26	-.51	21.547	28.482	.89
5	-2.21	-1.67	4.337	20.305	1.03
6	-.69	-.58	15.956	28.251	.37
7	.38	.34	30.355	27.323	.15
8	2.09	1.51	37.108	16.487	1.94
9	-2.92	-1.82	2.219	18.911	1.55
10	.81	.67	35.333	24.962	.54
11	-1.38	-1.31	9.223	23.487	.17
12	-3.62	-2.90	1.122	10.085	.72
13	.47	.75	31.541	24.282	1.01
14	.47	.71	31.541	24.629	.87
15	1.56	1.09	39.081	20.936	1.75
16	.73	1.14	34.521	20.444	1.46
17	.32	.95	29.508	22.313	2.26
18	1.63	1.29	39.028	18.858	1.23

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.43	-.13	23.351	27.418	1.06
2	.63	.65	29.702	29.676	.07
3	1.46	.68	29.381	29.655	3.05
4	-.56	-.34	22.306	25.993	.74
5	-1.94	-1.71	11.559	14.043	.57
6	-1.05	-.34	18.243	25.993	2.30
7	.28	.37	28.214	29.456	.34
8	2.05	1.70	26.223	24.817	1.24
9	-2.34	-1.79	9.159	13.423	1.29
10	1.23	.17	30.065	28.896	4.04
11	-1.94	-.96	11.559	20.772	2.66
12	-3.71	-2.59	3.790	7.759	1.78
13	.47	.62	29.143	29.688	.56
14	.51	.56	29.271	29.685	.20
15	1.84	.87	27.608	29.340	3.64
16	.92	.75	30.221	29.586	.65
17	.47	.62	29.143	29.688	.56
18	2.09	.87	25.962	29.340	4.49

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 48.23 BEI DF = 17

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 81.01 BEI DF = 17

c) guter Bekannter

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.11	-.15	29.099	33.220	.15
2	1.06	1.38	39.244	16.354	1.09
3	.96	-.06	39.016	32.631	4.32
4	-.40	-.29	25.110	33.998	.43
5	-1.31	-1.10	13.574	33.719	.64
6	-.52	-.20	23.396	33.561	1.18
7	.82	.73	38.437	24.226	.33
8	2.12	1.26	34.298	17.748	2.93
9	-1.67	-1.81	10.131	28.070	.38
10	.60	-.00	37.013	32.186	2.50
11	-1.67	-1.67	10.131	29.388	.01
12	-3.32	-2.64	2.217	19.270	.96
13	-.11	1.05	29.099	20.329	4.00
14	.28	.78	33.996	23.715	1.84
15	1.08	.24	39.282	29.968	3.47
16	.67	1.66	37.564	13.356	3.09
17	-.01	.40	30.394	28.206	1.59
18	1.53	.44	38.587	27.816	4.40

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.18	-.10	30.850	31.172	.32
2	1.24	1.01	30.246	28.793	.91
3	1.03	-.04	31.336	31.298	4.24
4	-.28	-.41	30.363	30.068	.52
5	-1.29	-1.06	22.732	25.661	.79
6	-.64	-.07	28.041	31.239	2.18
7	.67	.88	32.392	29.534	.80
8	2.05	1.66	24.050	24.004	1.35
9	-2.06	-1.56	16.173	21.157	1.50
10	.79	-.19	32.152	30.925	3.91
11	-2.18	-1.30	15.154	23.589	2.70
12	-3.13	-2.44	8.830	13.325	1.60
13	.27	.47	32.363	31.126	.81
14	.38	.56	32.508	30.849	.71
15	.91	.53	31.801	30.962	1.49
16	.73	1.18	32.286	27.703	1.71
17	.21	.14	32.250	31.488	.27
18	1.47	.75	28.795	30.157	2.76

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 100.68 BEI DF = 17

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 68.38 BEI DF = 17

d) nach Hause einladen

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.59	-.58	22.073	31.125	.05
2	1.63	.88	38.731	19.034	2.71
3	.64	-.24	37.244	29.726	3.59
4	-.23	-.28	27.100	29.907	.16
5	-1.01	-1.18	16.618	30.561	.54
6	-.23	-.18	27.100	29.332	.19
7	-.10	.42	31.508	24.034	1.20
8	1.44	.54	39.412	22.698	3.41
9	-2.03	-1.88	7.284	25.858	.35
10	.74	-.12	37.960	28.892	3.46
11	-1.48	-1.27	11.817	30.146	.54
12	-2.60	-2.12	4.305	23.732	.93
13	.13	1.30	31.888	14.517	3.70
14	.51	1.37	36.157	13.799	2.71
15	.61	.09	37.044	27.291	2.09
16	.83	1.45	38.546	13.062	1.91
17	.13	.82	31.888	19.607	2.43
18	1.40	.98	39.516	17.835	1.45

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 83.94 BEI DF = 17

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.57	-.59	25.761	27.186	.09
2	1.77	1.08	25.866	27.209	2.51
3	.96	-.46	29.448	27.922	5.37
4	-.31	-.19	27.177	28.903	.47
5	-1.52	-.81	19.379	25.818	2.35
6	-.49	.07	26.196	29.590	2.10
7	.13	.36	29.016	29.590	.88
8	1.59	.75	26.802	28.717	3.16
9	-2.50	-1.48	12.729	28.460	2.88
10	.96	-.19	29.448	28.993	4.40
11	-1.96	-.85	16.297	25.558	3.50
12	-2.84	-1.73	10.735	18.206	2.89
13	.45	.61	29.710	29.123	.62
14	.67	.88	29.808	28.197	.78
15	.67	.13	29.808	29.612	2.09
16	.93	1.08	29.515	27.209	.58
17	.42	.39	29.670	29.558	.12
18	1.63	.95	26.890	27.895	2.52

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 116.24 BEI DF = 17

e) entfernter Bekannter

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	.25	-.12	34.828	29.973	1.50
2	1.56	.90	33.687	17.683	2.24
3	.62	-.18	36.624	30.615	3.27
4	-.79	-.45	23.026	32.988	1.27
5	-1.13	-1.04	18.652	35.590	.33
6	-.30	-.18	29.281	30.615	.47
7	.67	.79	36.738	19.003	.42
8	1.50	1.56	34.112	10.861	.16
9	-1.44	-1.96	15.027	31.879	1.68
10	.46	.04	36.073	28.169	1.67
11	-1.58	-1.56	13.449	34.471	.06
12	-2.18	-2.65	8.232	25.388	1.18
13	.20	1.15	34.421	18.831	3.06
14	.33	1.02	35.365	16.293	2.29
15	.49	.11	36.188	27.365	1.49
16	.52	1.56	36.293	10.861	3.01
17	-.15	-.06	31.122	29.286	.35
18	.97	1.08	36.709	15.571	.36

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 53.19 BEI DF = 17

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	-.11	.35	31.281	29.107	1.78
2	1.44	1.36	24.333	23.127	.26
3	.66	-.07	29.646	29.935	2.81
4	-.57	-.55	30.238	29.351	.10
5	-1.07	-1.02	27.756	27.276	.19
6	.48	.06	30.562	29.811	2.09
7	.47	1.04	30.443	25.426	2.13
8	1.64	1.44	22.583	22.478	.66
9	-2.11	-1.50	20.004	23.956	2.02
10	.79	-.16	28.964	29.951	3.66
11	-1.84	-1.27	22.198	25.660	1.96
12	-2.66	-2.41	15.731	18.615	.71
13	.56	.51	30.078	28.462	.20
14	.56	.61	30.078	27.987	.19
15	.53	.19	30.207	29.571	1.34
16	.76	.90	29.146	28.398	.51
17	-.05	-.10	31.309	29.947	.20
18	1.48	.61	23.999	27.987	3.09

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 54.15 BEI DF = 17

f) Nachbar

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	.26	.08	31.096	28.256	.72
2	.79	.52	35.286	23.503	1.02
3	.23	-.62	30.777	32.760	3.41
4	-.68	-.33	19.561	31.474	1.22
5	-1.17	-1.07	13.969	32.873	.30
6	-.20	.04	25.619	28.571	.91
7	.90	.44	35.754	24.428	1.74
8	1.99	1.00	33.141	17.978	3.38
9	-.96	-1.48	16.197	31.127	1.69
10	.32	-.18	31.701	30.454	1.99
11	-1.61	-1.16	9.871	32.641	1.24
12	-1.84	-2.07	8.087	26.409	.57
13	.08	1.24	29.024	15.319	3.68
14	.66	.79	34.508	20.376	.46
15	.14	.29	29.759	26.113	.55
16	.41	1.11	32.533	16.680	2.33
17	.04	.29	28.640	26.113	.91
18	.63	1.11	34.325	16.680	1.61

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 61.62 BEI DF = 17

ITEMPARAMETER, INFORMATIONSMASSE, Z-WERT

1	.25	.13	28.763	28.373	.44
2	.64	.77	28.485	27.446	.47
3	.28	-.74	28.775	25.575	3.75
4	-.65	-.28	26.301	27.634	1.35
5	-1.27	-.93	22.742	24.403	1.17
6	-.40	.26	27.367	28.388	2.46
7	.61	.87	28.544	27.072	.98
8	1.84	1.62	22.677	22.958	.73
9	-1.73	-.97	19.693	24.142	2.49
10	.61	-.45	28.544	27.084	3.95
11	-1.54	-1.01	20.991	23.871	1.76
12	-2.59	-1.54	13.840	19.833	3.01
13	.54	.50	28.642	28.142	.18
14	.88	.56	27.889	28.010	1.18
15	.41	.03	28.759	28.288	1.45
16	.74	.60	28.269	27.933	.55
17	.11	.23	28.653	28.395	.84
18	1.26	.36	26.276	28.324	3.32

CHI-QUADRAT-WERT FUER GESAMTTEST = 74.21 BEI DF = 17

Die Tatsache, daß bei nahezu allen Fragen gerade die Items 3, 10 und 18 (Bankdirektor, Universitätsprofessor und Diplomphysiker) am stärksten den Modellannahmen widersprechen, d.h. gerade die Spitzenpositionen in der subjektiven Schichtung der untersuchten Personen verschiedene Ränge einnehmen relativ zur Einschätzung der anderen Berufe, zeigt, daß nicht eine latente Variable allein das Antwortverhalten erklären kann. Weiters zeigt die graphische Modellkontrolle (Abb.9 - 14), daß diese Berufe höher eingestuft werden, wenn der Beruf des Vaters des Befragten zur 'oberen' Gruppe gehört; es dürften also Erfahrungskomponenten wirksam sein, welche jedoch durchaus als 'Ressentiments' zu interpretieren sind: So zeigen auch die Regressionsgeraden, deren Anstieg in allen Fällen deutlich kleiner als 1 ist, daß Personen aus Arbeiter- und Angestelltenfamilien die Spitzenberufe unterbewerten und die 'unteren' Berufe relativ höher; für die andere Stichprobe gilt das Gegenteil. Die Abweichungen des Items 8 (praktischer Arzt) scheinen unsere in Kap.4.2.4.2. geäußerten Hypothesen zu bestätigen.

Abb.9 - 14.:

Graphische Modellkontrolle (externes Kriterium)

waagrecht: (log.) Itemparameter für die Gruppe mit Akademikern, Selbständigen oder höheren Beamten als Vätern

senkrecht: (log.) Itemparameter für die Gruppe mit Arbeitern oder Angestellten als Vätern

---- Regressionsgeraden ——— Gerade mit Anstieg 1

Abb.9.:
(Schwiegersohn)

GRAPHISCHER MODELLTEST

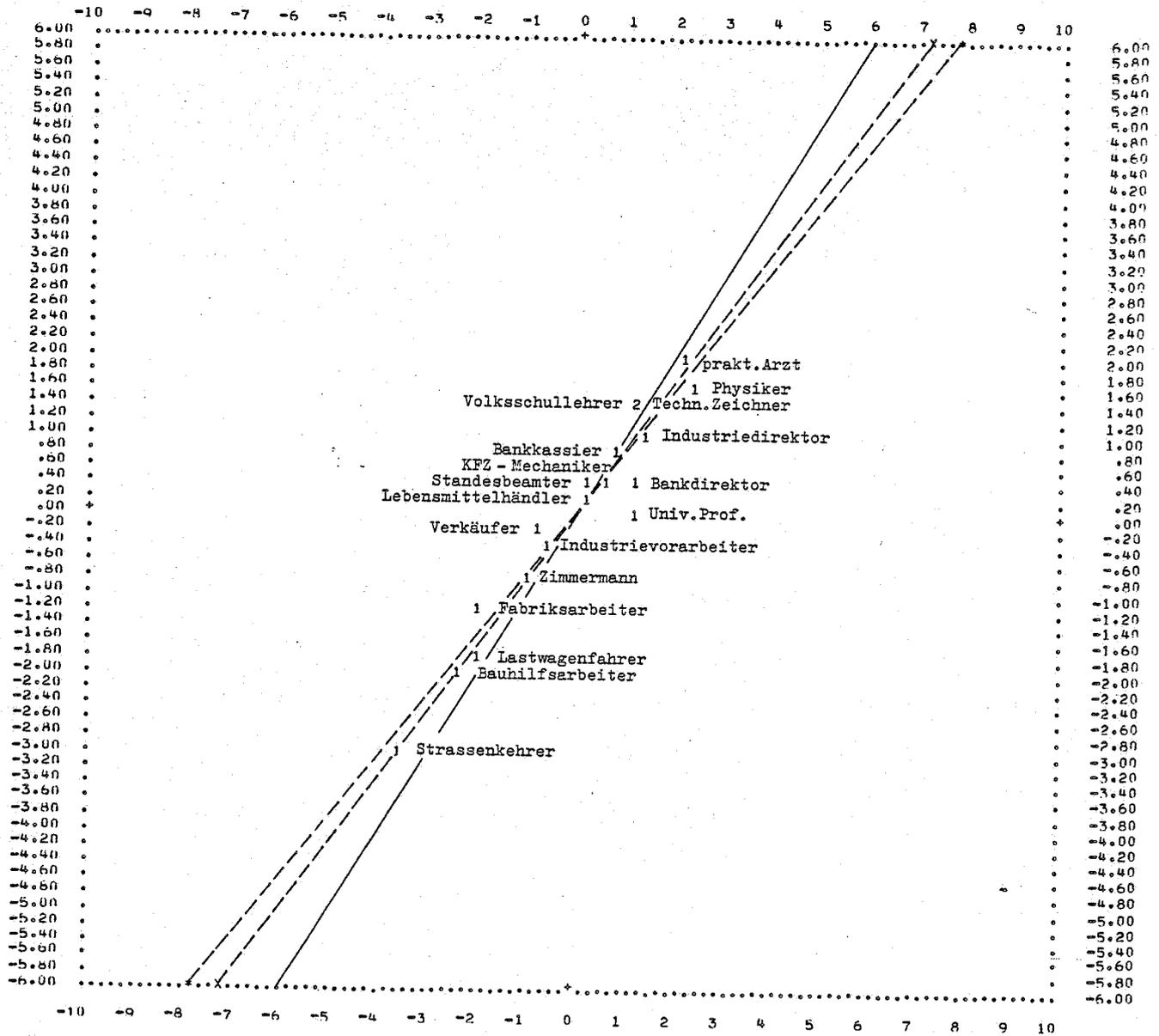


Abb.10.:
(Schwiegervater)

GRAPHISCHER MODELLTEST

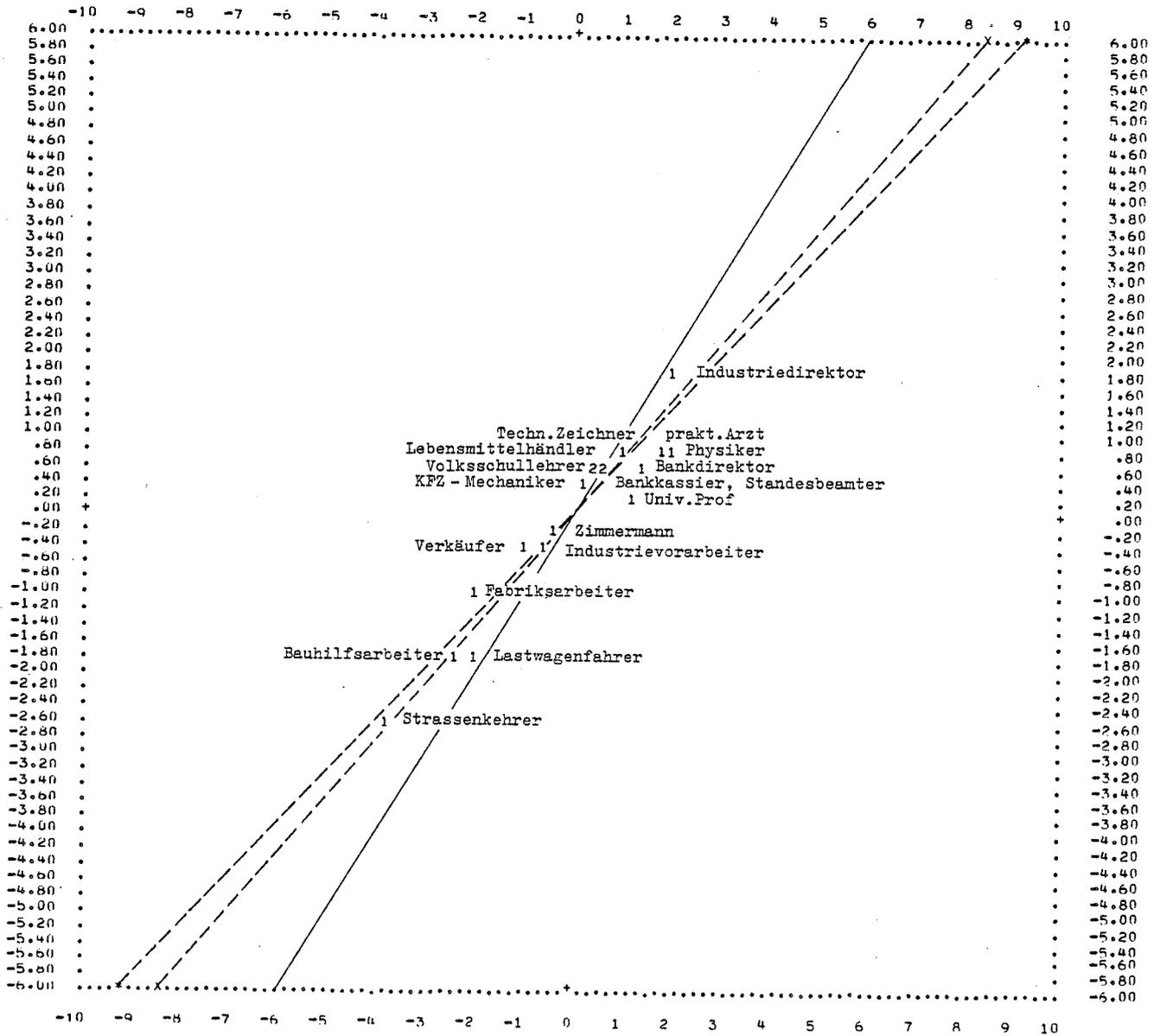


Abb.11.:
(guter Bekannter)

GRAPHISCHER MODELLTEST

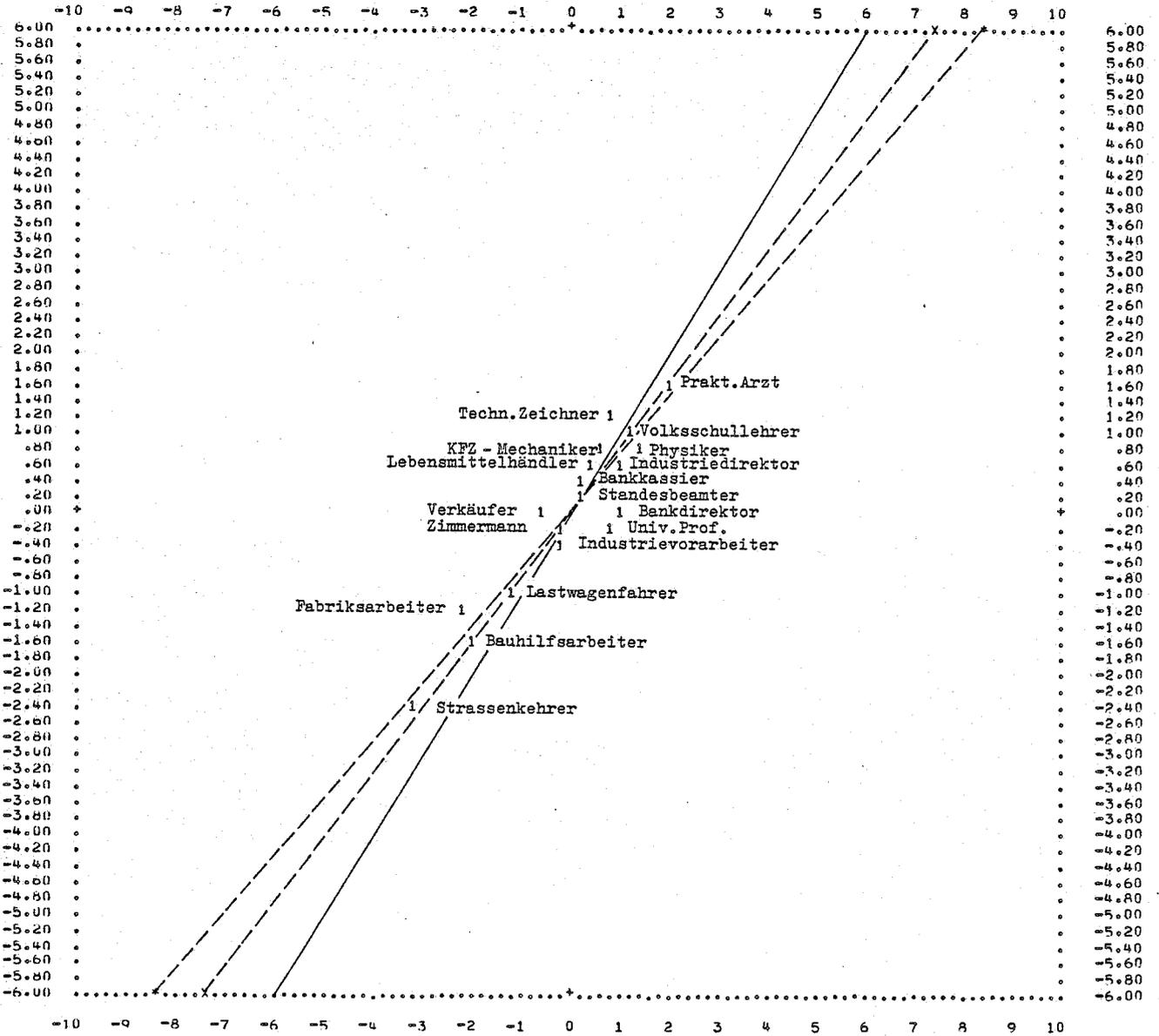


Abb.12.:
(nach Hause einladen)

GRAPHISCHER MODELLTEST

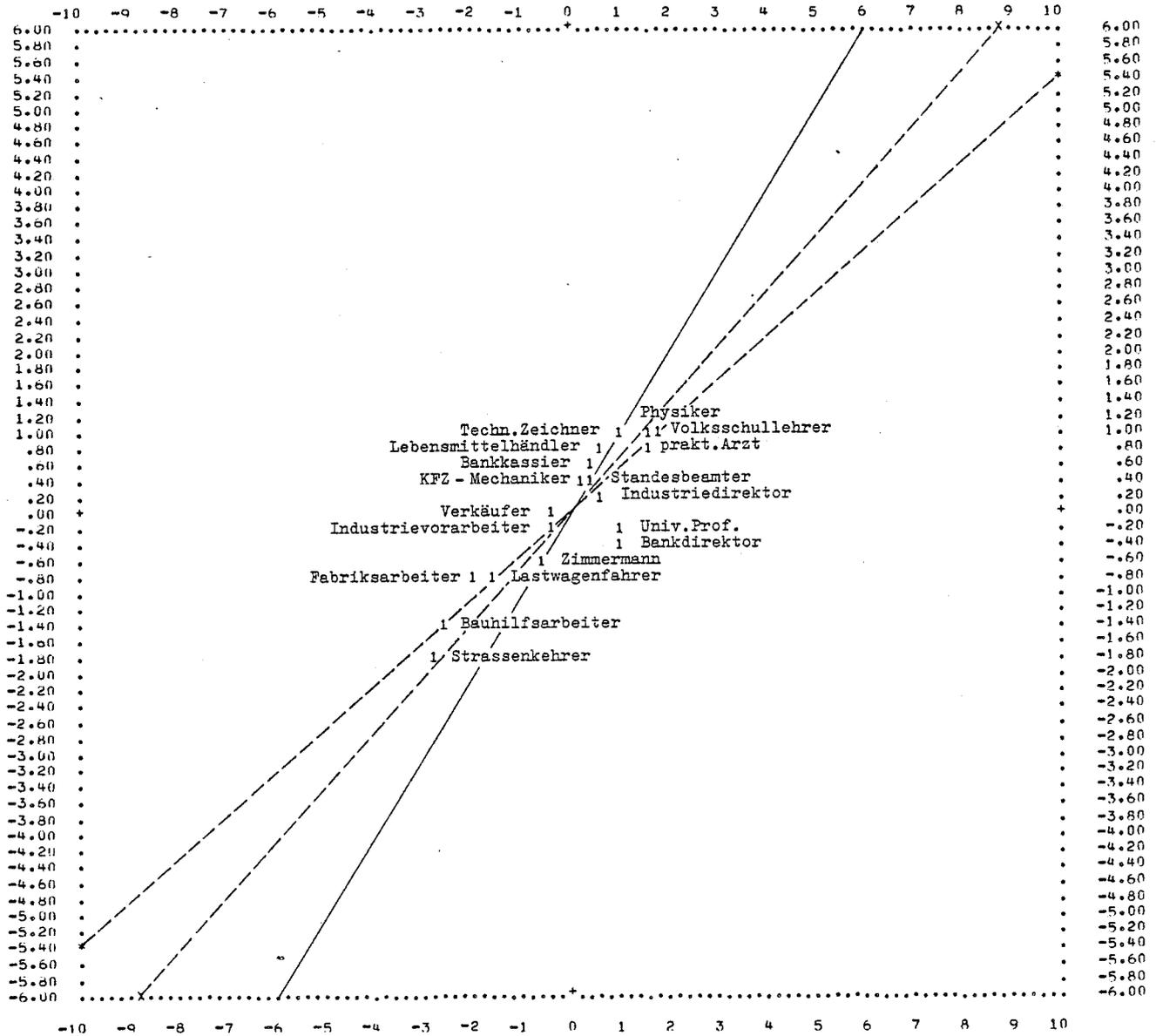


Abb.13.:
(entfernter Bekannter)

GRAPHISCHER MODELLTEST

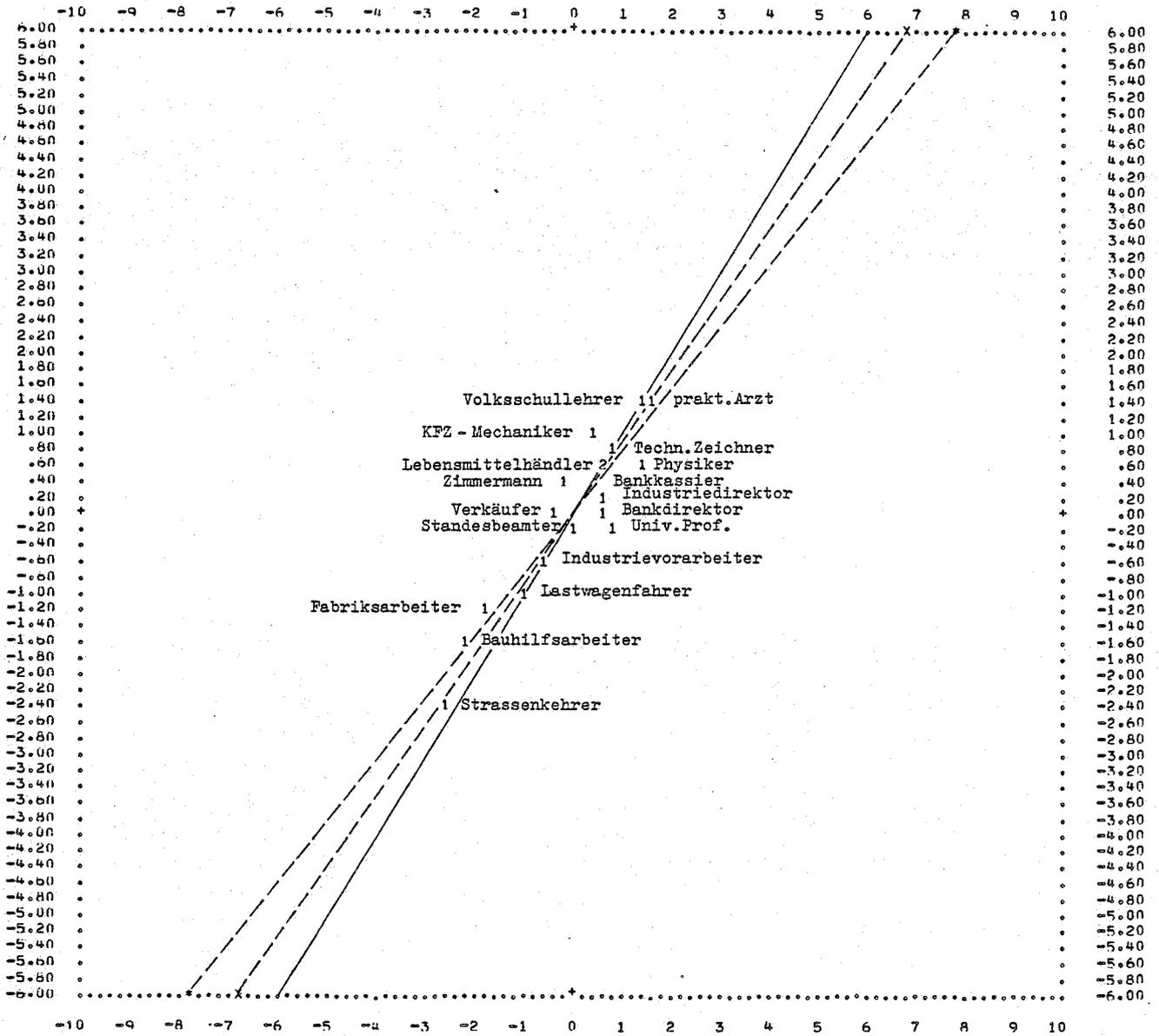
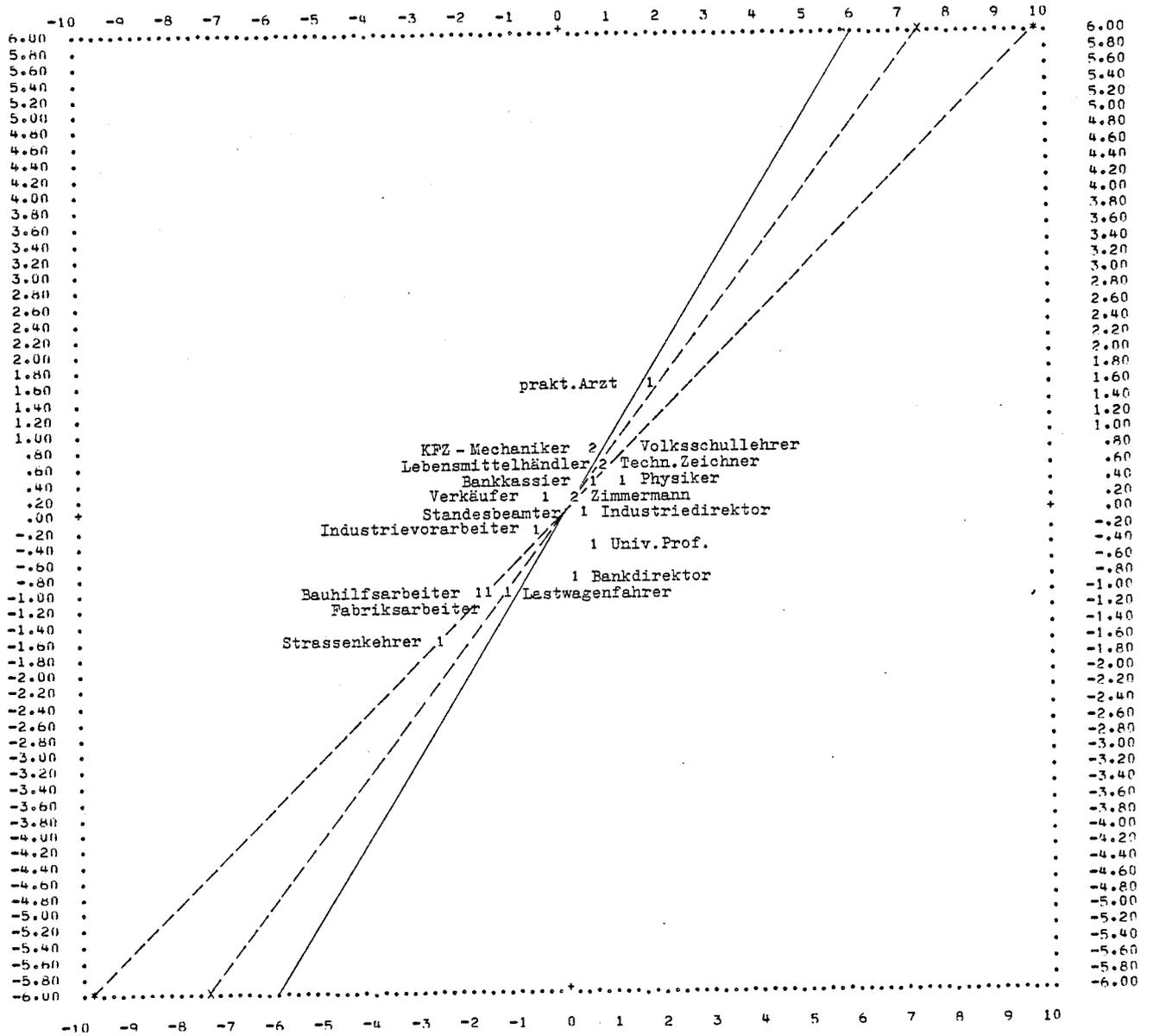


Abb.14.:
(Nachbar)

GRAPHISCHER MODELLTEST



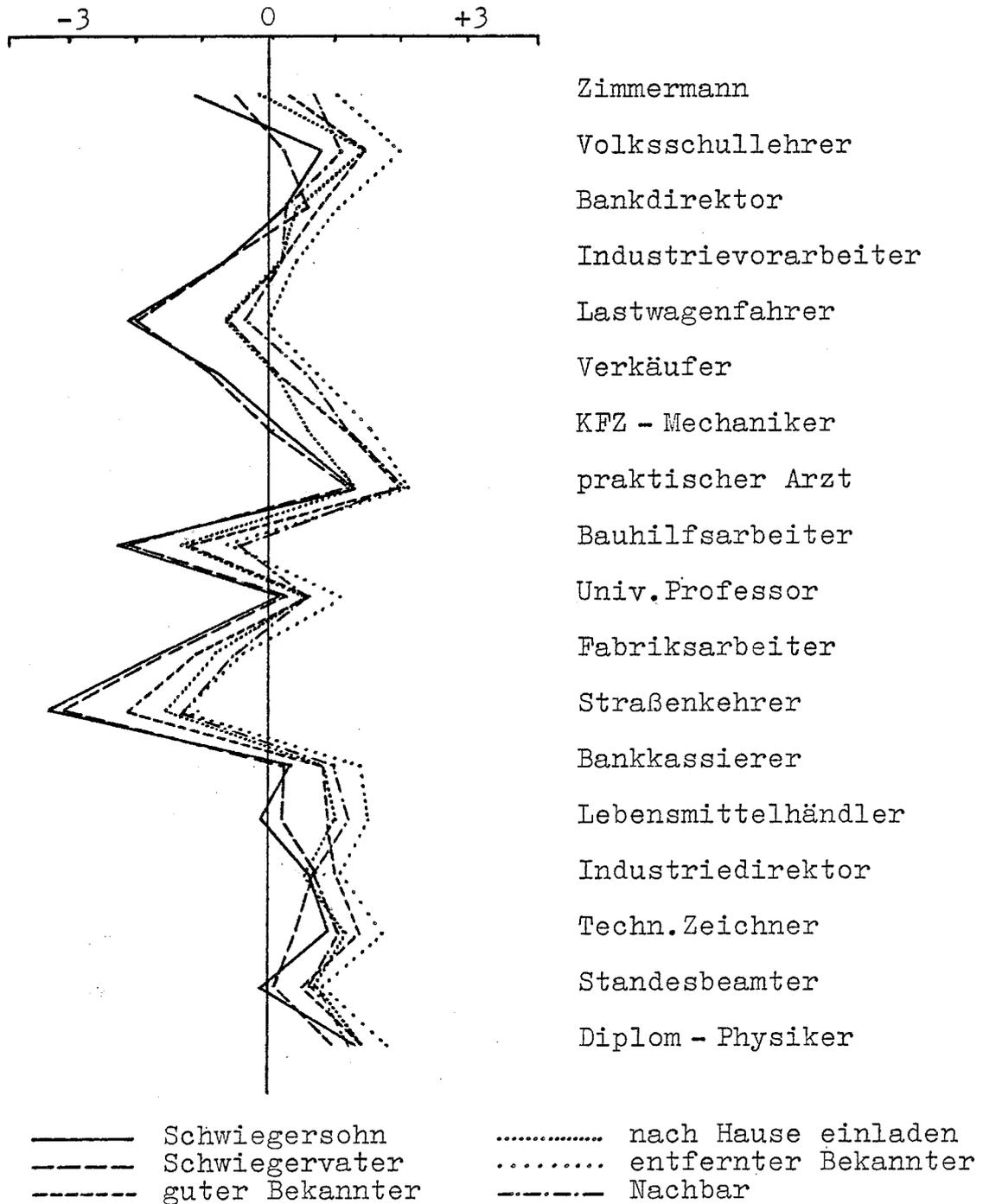
An dieser Stelle der Erörterungen der Ergebnisse erscheint es angebracht, die Frage nach der Validität zu stellen. Wir haben bereits an mehreren Stellen Vermutungen darüber geäußert, daß sich die soziale Distanz gegenüber einer Berufsgruppe v.a. in der unterschiedlichen Beantwortung der einzelnen Fragen (F4) wohingegen der soziale Rang der Berufsgruppen sich in der unterschiedlichen Beantwortung der einzelnen Items (F5) je Frage äußern wird.

Zur Untersuchung dieser Hypothese haben wir einmal alle 6 x 18 Items gleichzeitig analysiert (vorläufig ohne Rücksicht auf mangelnde Modellanpassung), um gleiche Normierungsvorschriften zu erreichen, d.h. alle Items auf einer (absoluten) Skala vergleichen zu können. In Abb.15. wurden die Itemparameter je Berufsgruppe für die 6 Fragen (F4) übereinandergezeichnet.

Wie zu erwarten zeigte sich tatsächlich die unglückliche Vermengung der beiden Faktoren 'Distanz' und 'Prestige'. Die Wirksamkeit des Faktors 'Distanz' (im Sinne von BOGARDUS, vgl.Kap.2.3) müßte sich darin zeigen, daß die Itemleichtigkeiten der Fragen (F4) für jedes Item von 'Schwiegersohn' bis 'Nachbar' zunehmen. Dies trifft jedoch für die wenigsten Items exakt zu; die Parameter der Fragen 'Schwiegersohn', 'Schwiegervater', 'guter Bekannter' und 'entfernter Bekannter' verhalten sich dagegen im Wesentlichen gemäß der Vorhersage; die ersten beiden sind dabei meist

Abb.15.:

Graphische Darstellung der Itemparameter



nahezu identisch, sodaß man von einem Faktor Verwandtschaft sprechen kann. Die Parameter der Frage 'Nachbar' schwanken weniger als die der anderen Fragen, eine Ausnahme zeigt sich bei dem Beruf 'praktischer Arzt', der sicherlich aus Nützlichkeitsbetrachtungen so sehr bevorzugt wird.

Die 18 Items zeigen recht deutlich eine Abhängigkeit der Itemparameter von einer Dimension des Berufsprestiges; dabei wirken sich die einzelnen Fragen (F4) besonders stark bei den 'niedrigsten' Berufen aus, jedoch auch beim 'Volksschullehrer' und 'Lebensmittelhändler'.

Wir brechen die detaillierte Analyse an dieser Stelle ab, da diese Ergebnisse aufgrund der mangelnden Modellanpassung ohnehin nur von geringerer Bedeutung sind. Es hat sich jedoch deutlich gezeigt, daß wir die Wirkung zweier Faktoren in Betracht zu ziehen haben, welche jedoch nicht unabhängig voneinander zu sehen sind.

5.2.2. Untersuchung nach Schichtzugehörigkeit

Die Ergebnisse des vorigen Kapitels legen es nahe, die untersuchte Stichprobe in Teilstichproben zu zerlegen, für die die Annahme der Homogenität eher zutreffen mag. Es wurde daher eine (zugebenermaßen grobe) Einteilung in eine Ober-, und zwei Mittelschichten nach der Zugehörigkeit zu den folgenden Berufsgruppen getroffen:

Oberschicht:

Akademiker, Lehrer, Journalist, Künstler, Offizier, Ingenieur, Inhaber von Unternehmen, Beamte

Mittelschicht (1):

Leitende und qualifizierte Angestellte, Verkäufer, Angestellte, Arbeiter

Mittelschicht (2):

Hausfrauen, Schüler, Lehrlinge, Rentner, Sonstige

Für die ersten beiden Teilstichproben ergab sich bis auf sehr wenige Ausnahmen perfekte Modellanpassung. Das Ergebnis für die letzte Teilstichprobe gleicht trotz wesentlicher Verbesserung der Anpassung dem für die Gesamtstichprobe, was auf die Berufe 'Lehrling' und 'Hausfrau' zurückzuführen ist, welche sich nicht eindeutig einordnen lassen (ein technisches Problem, das in der Kodierung der Berufszugehörigkeit begründet liegt).

(Siehe Tab.2.)

Abb.16. ermöglicht den Vergleich der Parameterschätzungen für die drei Teilstichproben, welche aufgrund der guten Modellanpassung sinnvoll interpretierbar sind.

(Siehe Abb.16.)

Tab.2.:

χ^2 - Werte der Modellkontrollen (internes - externes Krit.) für drei Teilstichproben, getrennt nach 6 Fragen (F4); die Zahlen in Klammern entsprechen Items mit signifikanten Z - Werten, signifikante χ^2 - Werte sind unterstrichen ($\alpha = .01$):

Oberschicht:

1	-- ⁶	--
2	--	29.76 ()
3	--	17.33 ()
4	--	17.98 ()
5	<u>35.86</u> (3,10)	11.49 ()
6	--	20.23 ()

Mittelschicht (1)

1	15.22 ()	--
2	--	16.32 ()
3	--	22.63 ()
4	32.46 (2)	<u>36.32</u> ()
5	--	16.48 ()
6	22.76 (13)	28.07 ()

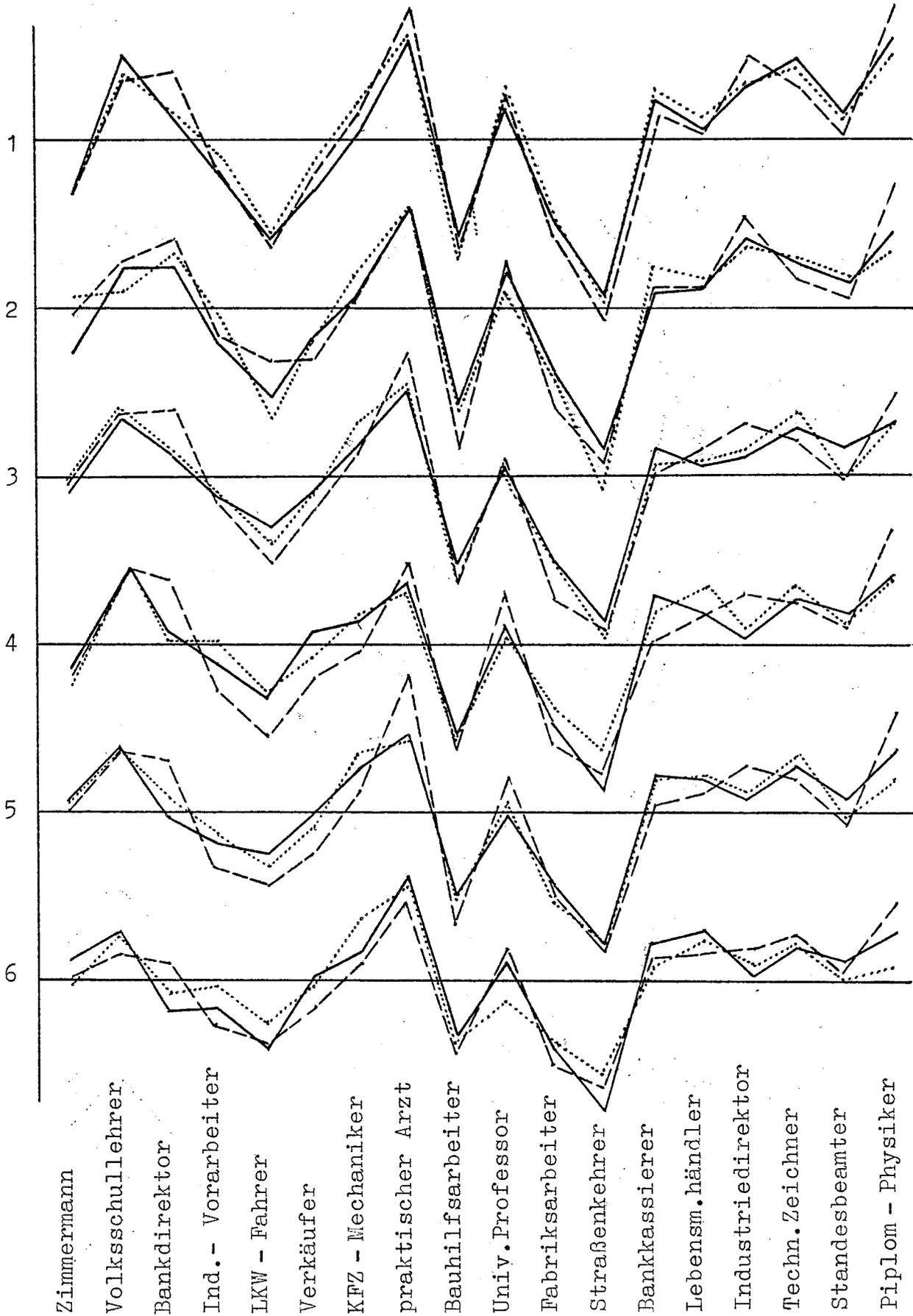
Mittelschicht (2)

1	--	<u>40.67</u> (3,10,11)
2	25.49 ()	<u>48.39</u> (10,11,18)
3	<u>64.07</u> (3,8,13,18)	<u>44.76</u> (3,18)
4	33.26 ()	<u>71.19</u> (3,10)
5	<u>52.15</u> (3,12,13)	<u>45.38</u> (10)
6	<u>54.01</u> (6,8)	<u>41.46</u> (11,12)

6 Modelltest wegen zu geringer Anzahl von Vpn (best. Itemrandsummen gleich 0) unmöglich

Abb.16.:

- - - - - Oberschicht
 ······ Mittelschicht (1)
 ———— Mittelschicht (2)



Die Gesetzmäßigkeiten im Reaktionsverhalten, das als Indikator für die Einstellungshaltungen (subjektive Schichtung) betrachtet wird, sind also für mehrere Gruppen unterschiedlich; es konnten jedoch zwei Gruppen gefunden werden, die hinsichtlich dieser Gesetzmäßigkeiten als homogen zu bezeichnen sind. Sie wurden oben mit Oberschicht und Mittelschicht (1) bezeichnet.

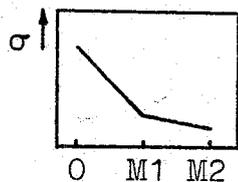
5.2.3. Interpretation der einzelnen Abweichungen

Abb.16. setzt uns auch in die Lage, die Abweichungen einzelner Items von der Modellgeltung für die Gesamtstichprobe zu erklären (-diese Analyse ist jedoch nur möglich, da die Itemparameter auf einer absoluten Skala gemessen werden können !):

Item 3 (Bankdirektor):

Die relativen Leichtigkeitsunterschiede dieses Items entsprechen für alle 6 Fragen etwa dem folgenden Bild:

Abb.17.:

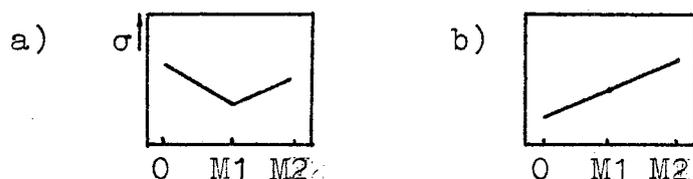


O ... Oberschicht
 M1 .. Mittelschicht (1)
 M2 .. Mittelschicht (2)

Ein solcher Zusammenhang kann als Wirksamkeit eines Faktors 'soziale Distanz' interpretiert werden, welche bei diesem Item in anderer Weise als bei den übrigen Items zum Ausdruck kommt.

Item 8 (praktischer Arzt):

Ein Zusammenhang der Itemschwierigkeit mit der Schichtzugehörigkeit wie in Abb.17. zeigt sich hier nur bei den drei ersten Fragen, also bei den Verwandtschaftsbeziehungen, und ist dort in gleicher Weise zu interpretieren. Für die restlichen Fragen zeigen sich folgende Abhängigkeiten:

Abb.18.:

a) zeigt sich bei der 4. und 5.Frage, hier dürften persönliche Erfahrungen eine Rolle spielen; b) entspricht der Frage 'Nachbar', hier ist die erwartete Hilfsbereitschaft für die verschiedenen Gruppen verschieden bedeutsam.

Item 10 (Universitätsprofessor):

Hier zeigt sich im Wesentlichen eine Abhängigkeit wie in Abb.18.a). Es könnte sein, daß sich in diesem Fall Prestige - und Erfahrungsfaktoren gleichzeitig auswirken, doch wäre für eine fundierte Interpretation die Unterscheidung von mehr als drei Gruppen notwendig, was jedoch im vorliegenden Fall wegen der zu geringen Vpn - Anzahl nicht möglich war.

Item 15 (Industriedirektor):

Das Bild gleicht hier dem bei Item 3 und ist ebenfalls als Wirksamkeit eines Distanzfaktors zu interpretieren.

Item 18 (Diplom - Physiker):

Hier gilt dasselbe, was schon für Item 10 gesagt wurde; diese Abhängigkeit dürfte daher charakteristisch sein für gehobene akademische Berufe, während für gehobene 'Geldberufe' der Zusammenhang sich wie bei Item 3 und Item 15 gestaltet.

5.2.4. Zusammenfassende Interpretation

Es hat sich gezeigt, daß mindestens 5 Faktoren das Antwortverhalten beeinflussen:

1. Erlebter Unterschied des eigenen sozialen Ranges zu dem der Referenzgruppe
2. Angestrebter Prestigegewinn durch Kontakt mit einem Vertreter einer höheren Prestigegruppe
3. Enge des Kontaktes
4. Angestrebter persönlicher Nutzen im Umgang mit einem Vertreter der Referenzgruppe
5. Erfahrung im Umgang mit Vertretern der Referenzgruppe

Diese Faktoren wirken zum Teil unabhängig voneinander; der Einfluß der Prestigefaktoren ist am offensichtlichsten (vgl. auch Kap. 5.2.4.). Der Einfluß der einzelnen Faktoren wird vom Item her bestimmt durch:

1. Art der Frage (Verwandtschaft, kürzerer oder längerer Kontakt)
2. Art des Berufes (Dienstleistungsberufe, manuelle Berufe, Geldberufe, etc.)
3. Prestige des Berufes

Das Zusammenwirken aller Faktoren bestimmt demnach das, was sehr vage als 'soziale Distanz' empfunden wird.

Es liegt daher nahe, ein 'reduziertes Modell' auf der Basis von Kontakt- und Prestigefaktoren zu entwerfen (vgl.: Kap.4.3.1. und 4.3.2.). Die Überprüfung einer solchen Hypothese mit Hilfe des LLTM führt jedoch zu einer signifikanten Verschlechterung der Modellanpassung ($\chi^2 = 65.06$ bei $df = 14$ für 24 Items und 10 Basisparameter; d.h. 6 Kontakt- und 4 Prestigeparameter). Diese beiden Faktoren wirken demnach nicht unabhängig von einander.

5.2.5. Faktorenanalytische Untersuchungen

Um einen Vergleich mit einem klassischen Modell sowohl hinsichtlich der Interpretierbarkeit der Ergebnisse als auch hinsichtlich der praktischen Vorgehensweise bei der Analyse zu ermöglichen, wurden die Daten der Nachbefragung einer Faktorenanalyse unterzogen. Bereits REUBAND (1975) berichtet über eine Faktorenanalyse der gleichen Daten; danach ließen sich die Daten durch eine 3-Faktorenstruktur erklären, die Faktoren lassen

sich als Gliederung der Referenzgruppen in Berufe der Ober-, Mittel-, und Unterschicht interpretieren. Eine Faktorenanalyse des tatsächlichen Kontaktverhaltens entsprechend den Ergebnissen der Hauptbefragung erbrachte dieselbe Faktorenstruktur.

Unsere Wiederholung der Faktorenanalyse der Nachbefragung erbrachte das folgende Ergebnis: Bei der Analyse von 8 Items zu je 6 Fragen (= 48 Variablen) lassen sich nicht weniger als 11 Faktoren mit zugehörigen Eigenwerten größer als 1 extrahieren, welche 73.4% der Varianz erklären. 2 davon sind uninterpretierbar; ein Faktor lädt relativ hoch bei den Fragen 'Schwiegersohn' und 'Schwiegervater', jedoch nur bei Berufen niedrigen sozialen Ranges, er läßt sich demnach mit Einschränkungen als Verwandtschaftsfaktor interpretieren; von den restlichen 8 Faktoren lädt jeder einzelne genau bei einem Beruf hoch. Beschränkt man die Analyse auf 4 Faktoren, was zu einer Reduktion der Information führt, durch die Ergebnisse jedoch in keiner Weise indiziert wird, so lassen sich drei davon eventuell im Sinne von REUBAND interpretieren, der vierte entspricht dem erwähnten Verwandtschaftsfaktor. Dabei wird jedoch nur 52.7% der Varianz erklärt.

Tab.3. zeigt das Faktorenmuster für 4 Faktoren, Tab.4. für 9 Faktoren, dazu die Interkorrelationen der Faktoren (schiefwinklige Rotation).

Tab. 3.:

FACTOR PATTERN

	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3	FACTOR 4	
VAR001	.09638	-.05676	-.05578	.64315	
VAR002	.23085	-.06661	-.02048	.49443	
VAR003	.47463	-.04897	-.13286	.22347	
VAR004	.59794	-.10700	-.07007	.07213	
VAR005	.59338	-.01036	-.09726	-.04429	
VAR006	.55604	-.06649	-.10501	-.02090	
VAR007	-.22145	.08880	-.73328	.37777	
VAR008	-.10118	.10072	-.74871	.22351	
VAR009	.17410	.02155	-.76186	-.02180	
VAR010	.14130	.01008	-.73773	-.11313	
VAR011	.18120	.05824	-.65860	-.14622	
VAR012	.12069	.01334	-.72408	-.10141	
VAR013	-.25380	.73058	-.00540	.21598	
VAR014	-.08112	.76988	.05601	.14554	
VAR015	-.00090	.80391	.02378	.09912	
VAR016	-.03379	.78371	-.02034	.10104	
VAR017	.05155	.74698	.02655	-.03745	
VAR018	-.05582	.67322	-.00534	.02885	
VAR019	.35016	-.02538	.15047	.49439	
VAR020	.35748	.00567	.11075	.50565	
VAR021	.68098	-.07768	.11398	.16538	
VAR022	.74107	-.05222	.13215	.12583	
VAR023	.80375	-.01738	.07310	-.02894	
VAR024	.77933	-.01696	.02168	-.05586	
VAR025	.18701	-.01460	.14453	.59865	
VAR026	.26567	.00093	.21822	.60889	
VAR027	.58847	.05689	.21588	.32452	
VAR028	.63638	.03671	.18219	.27632	
VAR029	.74358	.08092	.20707	.10062	
VAR030	.66658	.07588	.06698	.07912	
VAR031	.04278	-.05432	-.07088	.71288	
VAR032	.09583	.05876	-.09294	.71475	
VAR033	.44227	.04885	-.06369	.34724	
VAR034	.51770	.09284	-.09913	.28586	
VAR035	.57954	.07279	-.13508	.11569	
VAR036	.53941	.00365	-.23278	.06453	
VAR037	.20837	-.09017	-.12885	.56974	
VAR038	.22209	-.03289	-.09155	.59822	
VAR039	.50210	-.06667	-.02685	.19205	
VAR040	.63810	-.03657	-.16370	.09775	
VAR041	.62601	.05754	-.18192	-.02809	
VAR042	.64707	.02664	-.15752	-.07850	
VAR043	-.11755	.66509	-.08932	.06510	
VAR044	-.05967	.67967	-.05651	-.00514	
VAR045	.11377	.66089	-.01338	-.21017	
VAR046	.16604	.68470	-.00376	-.24083	
VAR047	.25047	.64439	-.00783	-.32610	
VAR048	.25419	.55984	-.01447	-.28546	

Zimmermann

Volksschullehrer

Bankdirektor

Ind.-Vorarbeiter

LKW - Fahrer

Verkäufer

KFZ - Mechaniker

prakt. Arzt

FACTOR CORRELATIONS

	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3	FACTOR 4
FACTOR 1	1.00000	.01167	-.17314	.42288
FACTOR 2	.01167	1.00000	-.20063	-.13745
FACTOR 3	-.17314	-.20063	1.00000	-.02500
FACTOR 4	.42288	-.13745	-.02500	1.00000

Tab.4.:

(Variablen wie in Tab.3.)

PATTERN

FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3	FACTOR 4	FACTOR 5	FACTOR 6	FACTOR 7	FACTOR 8	FACTOR 9
-.00519	-.01072	.00628	.51893	-.02133	-.03079	-.06938	-.19940	.50963
.19755	-.03459	-.03009	.42928	.11326	.06241	-.03037	-.02213	.49365
-.01552	-.03619	-.03602	.15699	.07870	-.06708	.04247	-.09766	.67620
.14202	-.06732	-.01952	.02586	.00380	.01702	.03449	-.06417	.74072
.18723	.09083	-.03354	-.10240	.11954	-.00740	-.02487	.07077	.58859
-.14878	.08750	-.06106	-.10738	.06942	-.14436	-.08622	-.02825	.74374
-.01410	.12389	-.74295	.30100	.03255	-.05495	-.12238	.02306	-.10592
.01501	.14452	-.78531	.16159	.06783	.05212	-.10340	.00694	-.05129
.04124	-.11768	-.80683	-.02404	.00443	-.09376	.12294	-.01217	-.01083
.04587	-.04795	-.81443	-.09563	-.05858	.07034	.05222	-.02113	.07326
.04960	-.04146	-.70259	-.09956	.00478	.04795	.11834	.03539	.08676
-.11280	-.01244	-.74509	-.11677	-.00391	-.06903	.01090	-.02305	.04785
.03610	.84624	-.02400	.10211	.02487	.10147	-.07298	.02584	-.09939
.04948	.76352	.05947	.08312	.02766	.07729	.10220	.02020	.05050
.04766	.84356	.03957	-.00010	-.00373	-.01650	.06274	.04210	.09415
-.02658	.78458	-.00947	.00898	-.08665	-.06610	.09673	-.01183	.09834
.00449	.72739	.00790	-.13353	-.05343	-.06905	.12084	-.03534	-.00150
-.15859	.71443	-.11395	-.11711	-.04808	-.10409	.01560	-.12873	-.07188
.62049	-.03263	.00777	.25237	.04120	-.01945	-.04530	-.21050	-.04372
.65221	.06089	.00295	.23134	.04565	-.15069	-.11758	-.10123	-.06774
.69987	-.01946	-.00485	-.07908	.16580	-.07616	-.07249	-.07785	.02654
.71433	-.03281	.00340	-.10082	.02440	-.10761	-.00870	-.10183	.14918
.74214	-.02776	-.06327	-.21856	-.00224	-.11436	.04446	-.04327	.14834
.47687	-.00167	-.06593	-.27516	-.03290	-.25598	.01590	-.12159	.19541
-.04035	-.08583	-.02782	.27706	-.10121	-.00008	.00713	-.80810	.04961
.13945	-.03828	.06379	.27308	-.07696	-.07578	-.02146	-.66723	.04003
.10289	.03406	.04856	-.05449	.16387	-.01854	.00795	-.73955	.03448
.18910	.03278	-.01915	-.10720	.10215	.01115	-.01049	-.73503	.05346
.22871	.08533	.01147	-.26375	.15391	.01511	.01048	-.65919	.04924
-.02816	.09376	-.06957	-.28338	.21640	-.07361	-.01342	-.67307	.03517
-.05316	-.11164	-.00711	.46822	.03175	-.49887	-.04067	-.24132	-.03428
.08020	.00114	-.02118	.46105	.00854	-.57522	-.02521	-.13008	-.03263
.06695	-.01292	.05147	.08730	.08791	-.78302	.02811	-.03485	-.00926
.14231	.05604	-.01314	.02338	.02151	-.72613	.02257	-.03381	.08215
.19682	.00207	-.06122	-.11082	.04617	-.74029	.06622	.03972	-.00785
-.04723	.04120	-.07612	-.14669	.11673	-.74848	-.04260	.08350	.14129
-.01779	.00157	-.00077	.38264	.60195	-.07366	-.15235	-.06544	.09647
.16260	-.04646	-.00170	.44643	.55194	-.05021	-.03412	-.03190	.04255
.01847	-.10350	.07246	.05300	.83082	-.00466	.03589	-.08491	-.03772
.05515	-.08119	-.10210	-.06183	.64505	-.07494	.06193	-.13072	.08622
.06012	-.01225	-.08968	-.11185	.69134	-.02655	.12358	.00692	.10795
-.04079	.06974	-.04070	-.23098	.71221	-.13778	-.00709	-.00364	.07469
.00931	.19211	-.04188	.26371	.12421	.03471	.60274	.12413	-.09021
.10404	.15260	-.04699	.21672	.04863	.05980	.67421	.11639	-.08721
-.00640	.01574	-.02011	.04746	.03622	.05580	.83557	-.01272	-.02932
-.05743	.06725	-.01130	-.01166	-.01735	.02095	.81770	-.06535	.04278
.01458	.01620	-.01174	-.08832	-.03614	-.05735	.83246	.00462	.02634
-.10492	-.00999	-.00703	-.10456	-.01175	-.11298	.74808	-.08603	.02483

CORRELATIONS

	FACTOR 1	FACTOR 2	FACTOR 3	FACTOR 4	FACTOR 5	FACTOR 6	FACTOR 7	FACTOR 8	FACTOR 9
1	1.00000	-.03975	-.05319	.08644	.35992	-.34351	-.05996	-.41498	.35120
2	-.03975	1.00000	-.19546	-.02456	-.00793	-.01773	.46062	.06083	-.03118
3	-.05319	-.19546	1.00000	.01602	-.18757	.21213	-.18324	.02819	-.18683
4	.08644	-.02456	.01602	1.00000	.06850	-.04389	-.12171	-.13065	-.01630
5	.35992	-.00793	-.18757	.06850	1.00000	-.37539	.02801	-.32449	.37070
6	-.34351	-.01773	.21213	-.04389	-.37539	1.00000	.00924	.40127	-.31312
7	-.05996	.46062	-.18324	-.12171	.02801	.00924	1.00000	.10180	-.04425
8	-.41498	.06083	.02819	-.13065	-.32449	.40127	.10180	1.00000	-.34599
9	.35120	-.03118	-.18683	-.01630	.37070	-.31312	-.04425	-.34599	1.00000

Es zeigt sich also: Die Faktorenanalyse clustert die Variablen nur nach den einzelnen Berufen, d.h. nach der latenten Variablen (wahrscheinlich Berufsprestige), die den größten Teil der Varianz verursacht. Sie liefert daher in diesem Fall weder Möglichkeiten zur Erklärung des Reaktionsverhaltens, noch Informationen, welche nicht schon vor Beginn der Untersuchung verfügbar gewesen wären. Den einzelnen Faktoren entsprechen auch keine latenten Variablen im Sinne von Reaktionstendenzen der Vpn sondern eher eine durch die Itemstichprobe induzierte Aprioristruktur, man könnte sie also als tautologisch bezeichnen.

5.3. Auswertung mit Hilfe des Poisson-Modells

Für die Anwendung des Poisson-Modells von SCHEIBLECHNER stellten sich von den Daten her zwei Probleme: Die Daten der Hauptbefragung ließen sich zwar mit Einschränkungen als Frequenzen interpretieren, doch lagen Reaktionen jeweils nur gegenüber drei Personen vor, d.h. der Datenkubus, wie ihn das Modell verlangt, war extrem unvollständig; dagegen lagen in der Nachbefragung Reaktionen gegenüber allen Akteuren (Referenzgruppen) vor, diese ließen sich jedoch nicht als Frequenzen interpretieren. Trotzdem wurde eine Analyse für beide Datensätze versucht, um zu demonstrieren, daß dieses Modell des realen Verhalten die notendige Ergänzung zur Untersuchung der Einstellungshaltungen darstellt.

5.3.1. Analyse der Hauptbefragung

In der Hauptbefragung wurden Fragen bezüglich der drei besten Freunde der Personen gestellt. Da diese Fragen jedoch hauptsächlich vom Typ 'ob oder ob nicht' waren, sowie aufgrund der Tatsache daß Reaktionen immer nur gegenüber nur drei Personen vorlagen, mußten die Vpn und deren Freunde nach Berufszugehörigkeit zu Gruppen zusammengefaßt werden, für die die kummulierte Zahl gegenseitiger Wahlen als Frequenzen interpretierbar sind. Damit wurde jedoch zugleich auf die Überprüfung des Kriteriums der Agglutinierbarkeit verzichtet; der Schwerpunkt der Analyse lag vielmehr darin, ob bzw. unter welchen Bedingungen sich Modellgeltung erreichen läßt.

Folgende Verhaltenssegmente wurden in die Analyse einbezogen:

1. Kennenlernen durch Verwandte und Freunde
2. Enge Freundschaft
3. Dauer der Freundschaft über 9 Jahre
4. Häufige Gespräche über Jülich
5. " " " Freizeit
6. " " " Arbeit und Beruf
7. " " " Politik und Wirtschaft
8. " " " Verwandte
9. Eheschließung
10. Wohnen in der gleichen Stadt
11. Bei persönlichen Problemen um Rat fragen
12. " " " " gefragt werden

13. Bei politischen Wahlentscheidungen um Rat fragen
 14. " " " " " " ge-
 fragt werden
 15. An der Arbeitsstelle treffen
 16. Häufig treffen

Die Versuchspersonen und deren Freunde wurden nach den gleichen Kriterien zu 17 Gruppen zusammengefaßt; die Daten, die somit zur Analyse gelangen, sind in folgender Weise zu interpretieren: Häufigkeit einer Interaktion in der Form des Verhaltenssegmentes l ($l = 1, \dots, 16$) der Gruppe i ($i = 1, \dots, 17$) gegenüber der Gruppe j ($j = 1, \dots, 17$). Dabei stellte sich jedoch das folgende Problem: Da die einzelnen Gruppen nicht gleich groß sind, werden die beobachteten Häufigkeiten zu einem guten Teil durch die relativen Gruppengrößen bestimmt. Es wurde daher versucht, die Häufigkeiten a_{ijl} zu gewichten:

$$(16) \quad a_{ijl}^* = \frac{a_{ijl}}{n_i \cdot n_j} \cdot 48 \quad \text{mit } n_i, n_j \dots \text{Zahl der Personen in Gruppe } i \text{ bzw. } j$$

Die Modellanpassung sank dadurch jedoch beträchtlich ($\chi^2 = 19\,628.45$, $df = 4\,096$ gegenüber $\chi^2 = 2\,583.85$ $df = 4\,096$ bei ungewichteten Frequenzen). Der Grund hierfür liegt darin, daß durch die Gewichtung bei sehr kleinen Gruppen die wenigen auftretenden Interaktionen stark überbewertet werden.

Es blieb daher nur die Möglichkeit, die Gruppen

weiter zusammenzufassen, sodaß diese Störeffekte an Wirkung verlieren müßten. In die weitere Analyse gehen daher nur 5 Gruppen ein, die sich wie folgt zusammensetzen:

Gruppe 1: Akademiker

Gruppe 2: Lehrer, Journalisten, Künstler, Ingenieure, Beamte, leitende und qualifizierte Angestellte

Gruppe 3: Rentner, mithelfende Familienangehörige, Hausfrauen

Gruppe 4: Selbständige, Inhaber von Betrieben

Gruppe 5: Arbeiter, Angestellte, Lehrlinge, Schüler

Tatsächlich zeigte sich für diese reduzierte Struktur sehr gute Modellanpassung ($\chi^2 = 234.95$ bei $df = 240$). Signifikante Abweichungen ergaben sich nur für das letzte Verhaltenssegment ('häufig treffen'), was auf den unzulänglichen Versuch der Quantifizierung der Antworten zurückzuführen sein dürfte.

Die Interpretation kann aufgrund der groben Gruppenzusammenfassung nicht sehr detailliert ausfallen. Interessant ist jedoch die Matrix der Interaktionsparameter σ_{ij} :

Tab.5.:

$i, j \rightarrow$	1	2	3	4	5
1	17.1203	4.4718	1.0486	1.7602	2.6458
2	2.3716	5.3613	2.0768	3.7952	3.7307
3	1.8848	2.2840	12.1814	2.3267	3.0643
4	2.8907	2.1287	3.4071	9.1733	1.8940
5	1.6901	3.2074	4.0300	2.6223	6.5263

Dabei zeigt sich:

1. Die Diagonalelemente sind wesentlich stärker besetzt als die anteren Elemente; d.h. die Personen interagieren wesentlich häufiger mit Personen aus ihrer eigenen Gruppe, als mit anderen Personen. Dies gilt in besonders hohem Ausmaß für die Gruppe der Akademiker und die Gruppe der Hausfrauen und mithelfenden Familienangehörigen. Dieses Ergebnis dürfte nach unseren Erfahrungen mit feineren Gruppeneinteilungen (siehe oben) jedoch für die grobe Einteilung charakteristisch sein.
2. Die Matrix zeigt wesentliche Abweichungen von der Symmetrie, besonders deutlich zu beobachten bei dem Unterschied zwischen σ_{12} und σ_{21} . Demnach werden wesentlich mehr Aktionen von seiten der Akademiker in Richtung auf die Gruppe der oberen Angestellten und Beamten gerichtet als umgekehrt. Das Gegenteil gilt interessanter Weise für σ_{14} und σ_{41} , d.h. die Interaktionen zwischen der Gruppe der Akademiker und der Selbständigen.

Aufgrund der Abweichungen von der Symmetrie sind die Kehrwerte der Interaktionsparameter nicht als Distanzmaße zu interpretieren; jedoch erscheint die erste Gruppe relativ isoliert.

Um die Tragweite dieser Ergebnisse abschätzen zu können, wäre es notwendig, etwas über die Gültigkeit des Modells auf elementarer Ebene, d.h. für das Interaktionsverhalten einzelner Personen zu wissen; dies ist jedoch auf der Basis der vorliegenden Daten nicht möglich, da die Untersuchung des Kontaktverhaltens gegenüber nur drei Personen der Modellstruktur per definitionem widerspricht. Die Tatsache, daß sich erst bei so grober Gruppenzusammenfassung Modellanpassung erzielen läßt, könnte sich wenigstens zum Teil als Artefakt erweisen, wenn sich herausstellte, daß die Zusammenfassung wesentliche Unterschiede verwischt; die Daten bieten jedoch auch für diese Frage keine Möglichkeit zur Klärung.

5.3.2. Analyse der Nachbefragung

Nachdem sich die Gewichte der einzelnen Antwortkategorien bei den Items der Nachbefragung (5 = 'Zustimmung stark', ..., 1 = 'Ablehnung stark') nicht als Frequenzen einer Poisson-Verteilung interpretieren lassen, ist die Anwendung des SCHEIBLECHNER-Modells auf diese Daten an sich nicht gerechtfertigt. Drei Gründe waren jedoch ausschlaggebend dafür, daß erwartet werden konnte, Information in beschränktem Ausmaß aus einer Analyse mit Hilfe dieses Modells zu erhalten:

1. Es könnte möglich sein, abzuschätzen, wie sich

die Zusammenfassung der 5 ursprünglichen in zwei dichotome (0,1) Antwortkategorien auf die Ergebnisse auswirkt.

2. Indem mehr Information je Item (5 statt 2 Kategorien) verfügbar wird, läßt sich die untersuchte Personenstichprobe in mehr als 3 Teilstichproben unterteilen; dadurch könnte weitere Einsicht in die Zusammensetzung der Population aus hinsichtlich ihrer Einstellungen homogenen Teilpopulationen gewonnen werden.
3. Es wäre prinzipiell möglich, daß den Antworten in einzelnen Antwortkategorien Verhaltenskonzepte des realen Verhaltens entsprechen, erstere also in direktem Zusammenhang mit beobachtbaren Kontakthäufigkeiten stehen; zumindest könnten Beziehungen zwischen den Parametern des RASCH- und Poisson- Modells inhaltlich interpretierbar sein.

Es mußte also zu Beginn geklärt werden, ob die Daten prinzipiell die Voraussetzungen des Poisson- Modells erfüllen. Es wurde daher zuerst der gesamte Datenkörper ($((a_{ijl}))$) analysiert, der sich wie folgt zusammensetzt:

$i = 1, \dots, 185$ Sender; die insgesamt 370 Vpn mußten aus Speicherplatzgründen in zwei Teilen untersucht werden, die Ergebnisse sind jedoch für beide Stichproben vergleichbar.

- $j = 1, \dots, 18$ Empfänger, entsprechend den 18 Referenzberufsgruppen der Nachbefragung; die Frequenzen a_{ijl} mit $i = j$ bezeichnen also nicht wie in der Analyse der Hauptbefragung Interaktionen innerhalb der Gruppe i .
- $l = 1, \dots, 6$ Verhaltenssegmente, entsprechend den 6 Fragen.

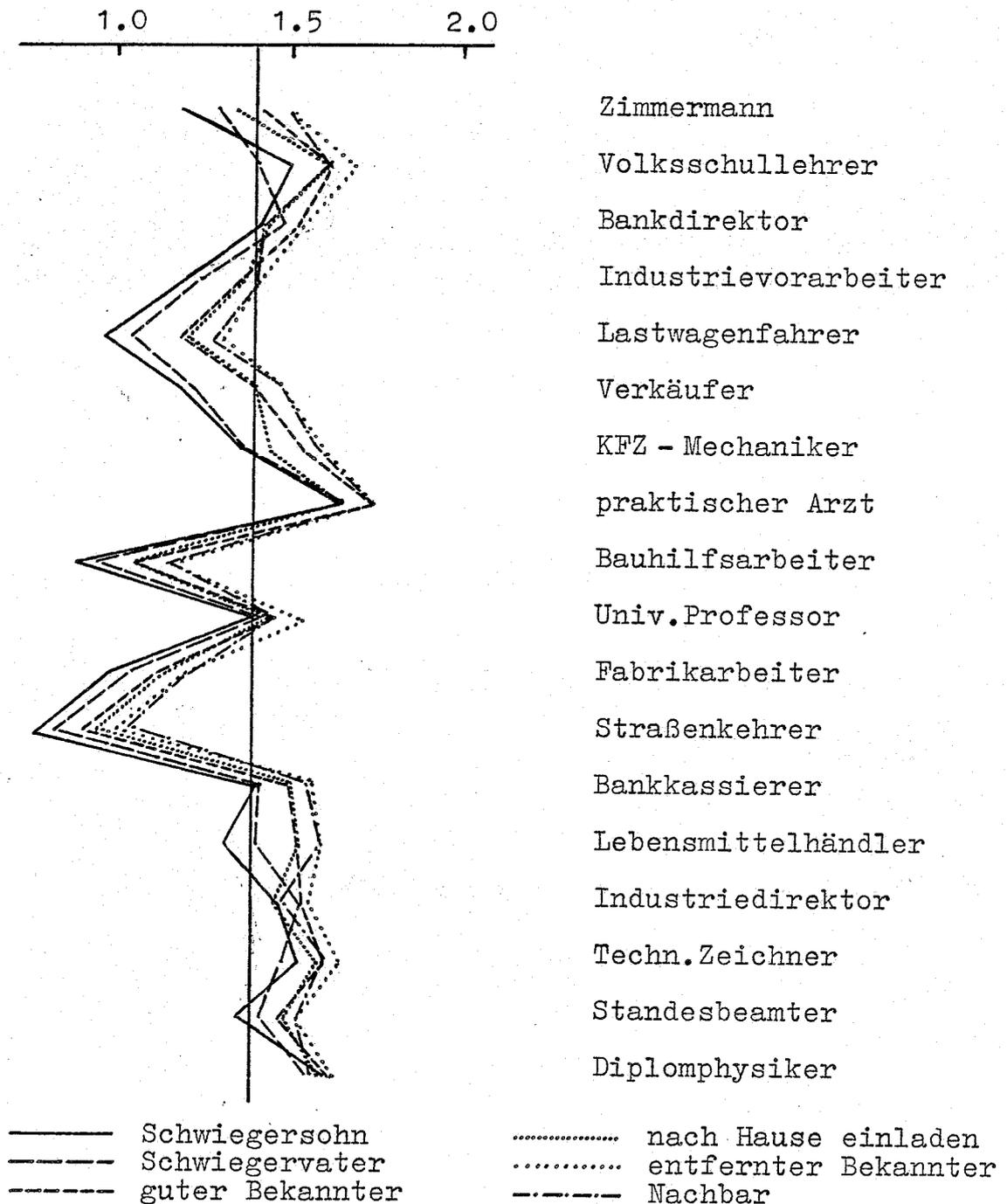
Die Analyse erbrachte mäßig gute Modellanpassung ($\chi^2 = 1704$ bei $df = 15639$); die Daten widersprechen daher nicht von vorne herein einer Interpretation der gewichteten Antwortkategorien als Frequenzen⁷. Es ist nun interessant, die Werte der Rezeptionsparameter β_{jl} ($j = 1, \dots, 18$; $l = 1, \dots, 6$) mit denen der Itemparameter σ_i ($i = 1, \dots, 108$) des RASCH-Modells

7 Es ist klar, daß diese Interpretation schon inhaltlich auf Schwierigkeiten stößt (Antworten bei Frage 1 in Kategorie 2 und bei Frage 4 in Kategorie 4 bedeuten nicht etwa, daß die Vp halb so viele Zimmerleute zu Schwiegersöhnen will, als sie nach Hause einladen möchten); die Analyse geschieht hier v.a. zum Zwecke eines Methodenvergleichs, die Daten können in diesem Sinne als die einer 'Plasmodienstudie' verstanden werden.

zu vergleichen. Dazu betrachten wir Abb.19.; der Maßstab ist so gewählt, daß ein unmittelbarer Vergleich mit Abb.15. möglich wird. Man sieht sofort die nahezu perfekte Übereinstimmung, die Abweichungen liegen durchwegs innerhalb der Konfidenzintervalle von Tab.1. Zwei Schlüsse lassen sich daraus ziehen:

1. Die inhaltliche Interpretation der β_{j1} und der σ_i muß die gleiche sein. Wir haben bereits aus der Analyse der σ_i (Kap.5.2.4.) geschlossen, daß weniger 'soziale Distanz' im Sinne einer Abgrenzung gegenüber Gruppen, die sich (etwa in ihrem Prestige) absolut von der eigenen Gruppe unterscheiden, das Antwortverhalten bestimmt, sondern eher der relative Prestigeunterschied (d.h. Abgrenzung 'nach unten'). Hier finden wir nun eine weitere Bestätigung für dieses Ergebnis. Denn die β_{j1} sind von der Struktur der Parameter des Poisson-Modells her als 'Attraktivität' (Prestige) zu verstehen. Wäre dagegen Prestige eher unwirksam, so müßten die Itemschwierigkeiten σ_i eher mit den Interaktionsparametern σ_{ij} für eine bestimmte Teilgruppe i zu vergleichen sein, was jedoch nicht zutrifft, wie wir weiter unten sehen werden.
2. Die Tatsache, daß die Übereinstimmung zwischen den β_{j1} und den σ_i so gut ist, spricht auch dafür, daß die Zusammenfassung der 5 Antwortkategorien in 2 (dichotome) Kategorien keinen wesent-

Abb. 19.:

Rezeptionsparameter β_{j1} ($j = 1, \dots, 18$; $l = 1, \dots, 6$)

lichen Informationsverlust bedeutet. Es ist also nicht wichtig zu wissen, ob die Zustimmung zu einer Aussage stark oder schwach ist, oder ob eine Vp unentschieden ist oder den Kontakt mit einer bestimmten Gruppe überhaupt ablehnt.

Daß die Kategoriengewichte nicht vollkommen uninterpretierbar oder sinnlos sind, dafür liefert die Tatsache, daß sich die Modellanpassung bei Änderung der Gewichte in jedem Fall wesentlich verschlechtert, zumindest einen Hinweis. (Analyse bei 17 zusammengefaßten Vpn - Gruppen: Gewichte (1,2,3,4,5): $\chi^2 = 842.61$, Gewichte (0,2,3,4,6): $\chi^2 = 1720.95$, Gewichte (0,0,3,6,6): $\chi^2 = 4824.09$, $df = 1360$) Dieses Ergebnis ist jedoch auch in anderer Weise interpretierbar: Je enger die Gewichte zusammenfallen, desto kleiner wird die Streuung der a_{ij1} , desto leichter kann jedoch auch Modellanpassung erreicht werden; in dieselbe Richtung wirkt in diesem Fall auch die Zusammenfassung der Gruppen. Da jedoch die Kategoriengewichte von vorne herein nur bedingt als Frequenzen interpretierbar sind, das Ziel der Analyse daher auch viel mehr ein Vergleich der Ergebnisse mit denen des dichotomen logistischen Modells ist, erscheint die weitere Vorgehensweise gerechtfertigt.

Es wurde nun die Vpn - Stichprobe zuerst zu 14 Gruppen zusammengefaßt, die sich wie folgt aufteilen:

1. Akademiker
2. Ingenieure, Lehrer, etc.
3. Selbständige
4. Leitende Angestellte und Beamte

5. Qualifizierte Büroangestellte
6. Andere qualifizierte Angestellte
7. Ausführende Büroangestellte
8. Andere ausführende Angestellte
9. Facharbeiter
10. Angelernte Arbeiter
11. Ungelernte Arbeiter
12. Hausfrauen mit Abitur
13. Hausfrauen ohne Abitur
14. Schüler und Lehrlinge

Die Analyse dieses reduzierten Modells erbrachte gute Modellanpassung ($\chi^2 = 152.45$ bei $df = 1105$). Während die Rezeptionsparameter β_{j1} die gleichen wie für das unreduzierte Modell sein müssen, ist hier die Matrix der Interaktionsparameter σ_{ij} interessant. Die Werte sind in Tab.6. wiedergegeben.

Da jedoch die (14 x 18) Matrix für eine Interpretation zu unübersichtlich ist, wurde eine gröbere Gruppenzusammenfassung von 5 Sendergruppen (Aufteilung der Gruppen wie in Kap.5.3.1., siehe S.77) untersucht. Die Modellanpassung ist ebenfalls gut ($\chi^2 = 29.06$ bei $df = 340$). Die Ergebnisse sind ebenfalls in Tab.6. dargestellt; dabei sind die a_{ij1} so transformiert, daß sich vergleichbare Parameterwerte ergeben, die Werte der Parameter jedoch stärker variieren. (Diese Vorgehensweise läßt sich durch die gute Modellanpassung rechtfertigen.) Der weiteren Analyse wird also das reduzierte Modell von 5 Sendern zugrundegelegt, die Interpretation des Modells von 14 Sendern dürfte dazu nicht im Widerspruch stehen.

Zur Erleichterung der Übersicht betrachten wir Abb.20., wo die Parameter σ_{ij} aus dem zweiten Teil der Tab.6. dargestellt sind. Für die Interpretation ist es nun

Tab.6.: Interaktionsparameter σ_{ij} für das reduzierte Poisson-Modell (a) mit 14 und (b) mit 5 Sendergruppen:

(a)

INTERACTION PARAMETERS SIGMA

ROWS CORRESPOND TO SENDERS

COLUMNS CORRESPOND TO RECEIVERS

ROW 1	4.5169	3.8441	4.5426	4.3250	4.5615	4.1325	4.2477	4.4224	4.4929	4.9115
	4.5843	5.1306	4.0968	4.0774	4.5401	4.0745	4.1172	4.6823		
ROW 2	4.5186	4.7470	4.8413	4.3460	4.0618	4.0115	4.1469	4.6510	4.0846	5.0023
	4.0691	4.2076	4.1692	4.0993	4.7263	4.2862	4.4149	4.9242		
ROW 3	4.0630	4.3958	4.9485	4.1662	4.1607	4.3851	4.3222	4.6878	3.9996	4.9060
	3.8126	3.8283	4.4607	4.6730	4.9530	4.5234	4.3556	4.7097		
ROW 4	4.3405	4.2843	4.6218	4.2862	4.2157	4.4413	4.3526	4.3612	4.4927	4.3894
	4.0839	4.2242	4.4147	4.4481	4.7204	4.4312	4.4574	4.5798		
ROW 5	4.5576	4.3790	4.4022	4.3330	4.3514	4.5516	4.5246	4.6492	4.0618	4.5796
	3.8127	4.0374	4.4439	4.3988	4.6702	4.4399	4.3311	4.6853		
ROW 6	4.2906	4.5115	4.2599	4.5691	4.3498	4.2180	4.2447	4.4197	4.4603	4.4201
	4.4396	4.6890	4.4932	4.3527	4.2457	4.3907	4.4504	4.3249		
ROW 7	4.2615	4.3179	4.8721	4.3737	4.1700	4.5470	4.3513	4.7033	3.9025	4.4789
	3.9531	3.8179	4.3777	4.3108	4.7427	4.6124	4.8716	4.6319		
ROW 8	4.4722	4.5765	4.1297	4.2957	4.5526	4.4628	4.3711	4.1210	4.9246	3.9412
	4.6751	4.8618	4.5439	4.6453	4.3343	4.1117	4.2302	4.0037		
ROW 9	4.1324	4.1740	4.1453	4.5085	4.8622	4.5473	4.5058	4.1550	4.7063	4.2553
	4.7167	4.9846	4.3955	4.3505	4.3164	4.2744	4.1040	4.1055		
ROW 10	5.1075	4.5027	3.6596	4.9163	4.9286	4.5890	4.8255	4.0353	4.6878	3.3845
	5.5426	4.9908	4.3314	4.4817	3.7535	4.3773	4.1261	3.5484		
ROW 11	4.1817	4.1325	4.1163	4.5797	4.5625	4.3669	4.8271	4.1248	4.9478	4.0931
	5.0079	4.0514	4.4382	4.7129	3.9427	4.5328	4.4193	4.2575		
ROW 12	4.4136	4.7391	4.2962	4.5414	4.4197	4.4731	4.3568	4.3407	4.5157	4.0970
	4.5516	4.3297	4.3954	4.3647	4.0282	4.4317	4.6348	4.2294		
ROW 13	4.3701	4.6961	4.1969	4.1667	4.1222	4.5917	4.4266	4.3809	4.1732	4.3672
	4.3676	4.2090	4.5880	4.4818	4.1173	4.8668	4.8782	4.2100		
ROW 14	4.3862	4.3187	4.6873	4.1762	4.3058	4.2544	4.0877	4.5471	4.2405	5.0229
	4.2355	4.4453	4.3997	4.1829	4.6232	4.2307	4.2229	4.8527		

(b)

INTERACTION PARAMETERS SIGMA

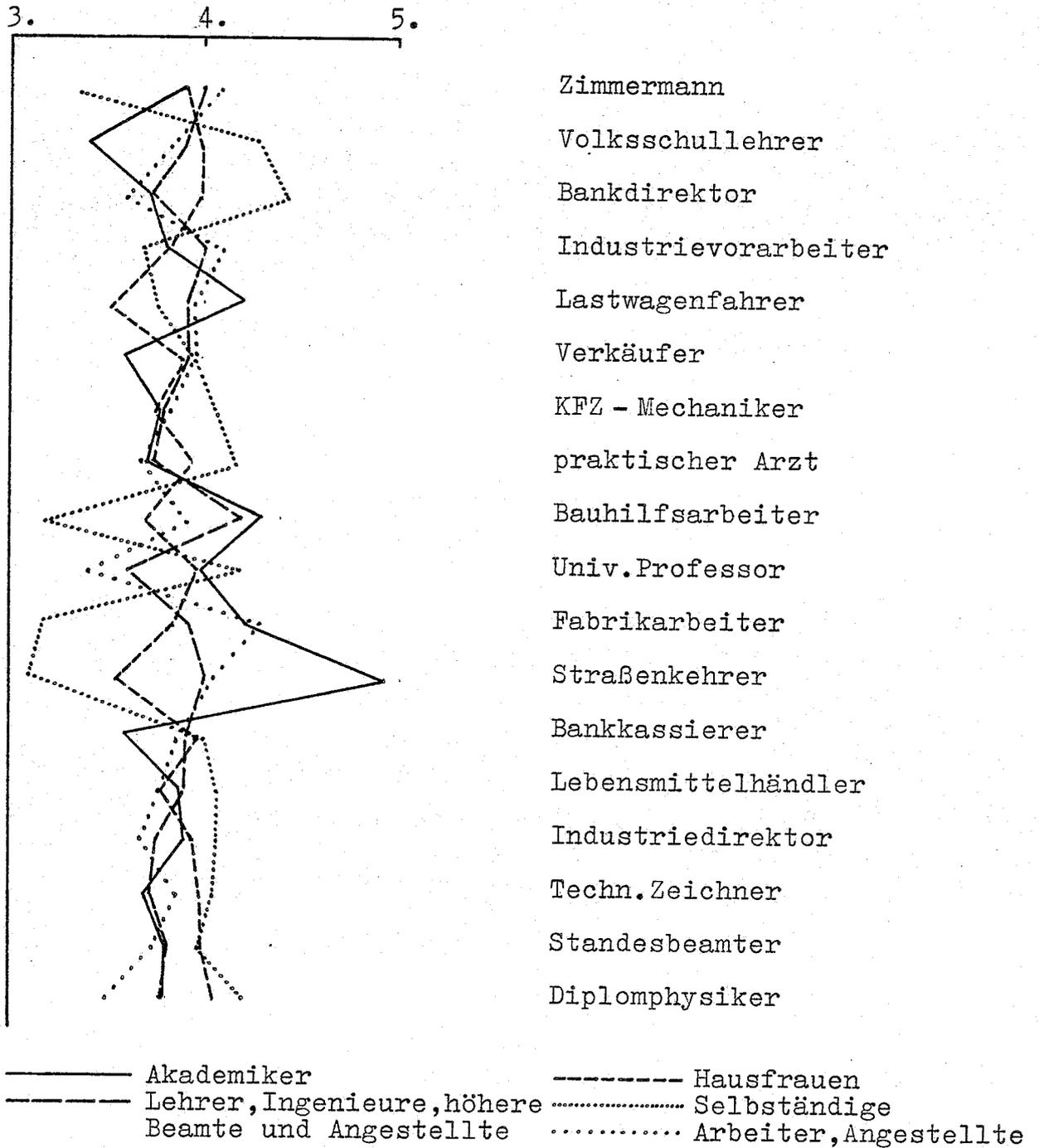
ROWS CORRESPOND TO SENDERS

COLUMNS CORRESPOND TO RECEIVERS

ROW 1	3.8815	3.4142	3.6851	3.8115	4.1844	3.5965	3.7637	3.7143	4.3020	4.0869
	4.2421	4.9544	3.6090	3.7918	3.9455	3.7300	3.8260	3.8296		
ROW 2	4.0746	3.8866	3.7340	3.9844	3.9408	3.9283	3.8494	3.7445	4.2877	3.8962
	3.9823	4.0710	3.9222	3.9064	3.7654	3.7505	3.8284	3.7920		
ROW 3	4.0917	4.0467	4.0430	3.8204	3.8207	3.8002	3.7825	4.0231	3.6562	4.0277
	3.8129	3.5174	3.9649	3.8134	3.4520	4.0074	4.0550	4.0970		
ROW 4	3.8714	4.2868	4.4303	3.6723	3.7975	4.0651	4.1218	4.2455	3.2577	4.2679
	3.1806	3.0750	4.0346	4.1553	4.1484	4.0937	4.0333	4.2734		
ROW 5	4.1065	3.8428	3.0246	4.1840	4.0535	4.0330	3.9660	3.7675	4.0781	3.0724
	4.3752	4.1070	3.9557	3.8130	3.6785	3.9040	3.7400	3.5238		

Abb.20.:

Interaktionsparameter σ_{ij} ($i = 1, \dots, 5$; $j = 1, \dots, 18$)



notwendig, sich nocheinmal die Bedeutung der σ_{ij} zu vergegenwärtigen, wie sie durch das Modell vorgezeichnet wird; Die Interaktionspotentiale sind als Tendenzen zu Beziehungen zwischen Akteuren (Gruppen) zu verstehen, die unabhängig sind von Attraktivität oder Aktivität eines der beiden Akteure in seinen sonstigen Beziehungen. Am besten trifft wohl der Begriff 'Sympathie' diesen Zusammenhang.

Die einzige Gruppe, deren Sympathien zu den einzelnen Referenzgruppen abhängig sind von deren Prestige, ist die der Selbständigen; es kann daher gesagt werden, daß diese Gruppe in allen ihren Einstellungen (sowie in ihrem Kontaktverhalten, wie die Analyse der Hauptbefragung gezeigt hat) sich ausschließlich am Prestige der anderen Gruppe orientiert. Das Gegenteil gilt für die Gruppe der Akademiker, deren Sympathien beinahe etwas wie 'schlechtes Gewissen' rangniedrigeren Gruppen gegenüber auszudrücken scheinen (höchster Wert bei 'Straßenkehrer'); auch hier hat die Analyse des realen Kontaktverhaltens vergleichbare Ergebnisse erbracht (vgl. Kap. 5.3.1.). Eher denen der Akademiker vergleichbar sind die Sympathien der Lehrer, Ingenieure und höheren Beamten und Angestellten, eher mit den Selbständigen vergleichbar die der Hausfrauen; beide Gruppen sind in ihren Einstellungen hier bedeutend weniger extrem. Die Sympathien der Arbeiter sind eher ausgeglichen, negative Spitzen bei

einigen Spitzenberufen sind jedoch auffällig.

Diese Ergebnisse lassen unsere bisherigen Überlegungen zum Teil in einem anderen Licht erscheinen: Einem Faktor 'Sympathie', der eine vom Prestige unabhängige Tendenz zur Interaktion zwischen Gruppen ausdrückt, ist dabei zu wenig Bedeutung zugemessen worden, obwohl sich Hinweise bereits bei der Untersuchung der Modellabweichungen vom dichotomen logistischen Modell gezeigt haben. Tatsächlich lassen sich diese Abweichungen nun dadurch erklären, daß es Gruppen gibt, deren Einstellungen ausschließlich durch das Prestige der anderen Gruppen bestimmt werden, während andere sich ganz individuelle Einstellungen bestimmten Gruppen gegenüber bewahren. Es ist verständlich, daß gerade solche Gruppen prestigeorientierte Einstellungen zeigen, deren Platz innerhalb der sozialen Hierarchie weniger gefestigt ist.

6. Zusammenfassung der Ergebnisse

1.: Probabilistische Modelle zeigen die besten Möglichkeiten, Hypothesen über soziale Gruppen sowie deren Verhaltenskonzepte und -erwartungen zu formulieren und zu testen. Drei Aspekte sind hier von besonderer praktischer Bedeutung:

- Möglichkeit zur populationsunabhängigen Überprüfung der Modellannahmen
- Interpretierbarkeit der geschätzten Parameter auf Rationalskalenniveau
- Hohe Flexibilität aufgrund der Modellstruktur ermöglicht die Abbildung auch komplexer Hypothesen bei gleichzeitiger klarer Formulierung der Grundannahmen

Da die Faktorenanalyse und andere 'klassische' Methoden diese Anforderungen nur in geringem Maße erfüllen, gestatten sie auch nicht die Trennung von Einflüssen der Untersuchungsmethode von solchen der untersuchten Gruppen und Referenzgruppen, was jedoch für die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit essentiell ist.

2.: Der vage Begriff soziale Distanz läßt sich auf zwei Weisen interpretieren, je nachdem, ob er als Verhaltenskonzept beobachtete Freundschaftswahlen und Kontakte oder als System von Erwartungen persönliche Einstellungen erklären soll.

- 3.: Die Analyse einer Untersuchung des Kontaktverhaltens und der Kontaktwünsche in der deutschen Kleinstadt Jülich zeigten die Abhängigkeit sowohl der Verhaltenskonzepte als auch der sozialen Erwartungen von der sozialen Schicht (d.h. der Berufs- und Bildungsgruppe) der untersuchten Personen. Während diese aber den wesentlichen Faktor für die Erklärung der Kontakthäufigkeiten darstellt, werden soziale Einstellungen ('subjektive Schichtung' in Gestalt von Kontaktwünschen) wesentlich stärker durch das Berufsprestige der Referenzgruppe geprägt. Die Verhaltenskonzepte beruhen also auf Erfahrungen wenigstens mit der eigenen Gruppe, wohingegen die relative Konstanz der empirischen Prestigeskala für deren Unabhängigkeit von individuellen Erfahrungen spricht.
- 4.: Systematische Abweichungen der beobachteten Einstellungen von der allgemeinen Prestigeskala zeigen die Wirksamkeit eines weiteren Faktors, dessen Einfluß wiederum gruppenspezifisch ist, und der mit 'Sympathie' umschrieben werden kann. Die Interpretation der Parameterwerte führt zu zwei Erklärungsmöglichkeiten: Entweder werden Verhaltenserwartungen an Hand individueller Kontakterfahrungen korrigiert (hier zeigen sich dann Übereinstimmungen mit dem realen Kontaktverhalten), oder die Erwartungserwartungen der anderen Gruppe werden reflektiert und entsprechen nicht dem Ideal-Selbstbild der eigenen Gruppe.

- 5.: Die Parameterwerte des Sympathiefaktors zeigen Unterschiede zwischen den Gruppen, einerseits hinsichtlich der Notwendigkeit verstärkt prestigeorientierten Verhaltens (Selbständige), und andererseits der Möglichkeit, eine solche Prestigeordnung zu relativieren (Arbeiter) oder zu reflektieren (Akademiker). Solche Unterschiede können sich v.a. in einer jungen Sozialstruktur verstärkt zeigen. (Ein großer Teil der Bevölkerung von Jülich ist in jüngerer Zeit im Zuge der Errichtung einer Kernforschungsanlage zugewandert.)
- 6.: Der Sachverhalt 'soziale Distanz' setzt sich somit aus den folgenden Aspekten zusammen:
- Prestige: Eine über alle Schichten relativ konstante Skala der Berufsgruppen (Berufsprestige), womit diesen Einfluß und Möglichkeiten der Selbstverwirklichung zugeschrieben werden. Damit einher gehen unüberprüfte Verhaltenskonzepte diesen Gruppen gegenüber.
 - Erfahrung im Kontakt mit der eigenen Gruppe und mangelnde Erfahrung mit fremden Gruppen bewirken Widersprüche zwischen sozialen Einstellungen und tatsächlichem Kontaktverhalten.
 - Sympathie: Persönliche Interessen, Erfahrung oder Reflexion können Inkongruenzen zwischen dem von der anderen Gruppe wahrgenommenen Bild der eigenen Gruppe und dem Ideal - Selbstbild

erzeugen, was zu veränderten Verhaltenskonzepten und -erwartungen führt. Diese sind gruppenspezifisch und lassen sich als 'Sympathien' vs. Antipathien interpretieren. Sie zeigen sich in Abweichungen der subjektiven Schichtung von der allgemeinen Prestigeskala.

7. Verwendete Computerprogramme

Sämtliche im empirischen Teil der Arbeit verwendeten Computerprogramme sind FORTRAN - Programme, die vom Institut für Psychologie in Wien zur Verfügung gestellt und von mir auf der UNIVAC - Rechenanlage des Institutes für höhere Studien implementiert wurden. Sie sind in den diversen Veröffentlichungen des Institutes für Psychologie⁷ dokumentiert und teilweise bei FISCHER (1974) im Anhang zusammengefaßt. Für die Auswertung mit dem speziellen logistischen Modell stellte Herr Dr.FORMANN eine verbesserte Version seines dort beschriebenen Programmes zur Verfügung, die auch graphische Modellkontrollen durchführt (siehe Abb.9 - 14); sie ist jedoch bisher noch nicht veröffentlicht.

7 Siehe: Literaturhinweise

Literaturhinweise

- ARTZ, R.D., R.F.CURTIS, D.T.FAIRBANK, E.F.JACKSON:
Community rank stratification: A factor analysis.
American Sociological Review 1971, Vol.36 (Dec.):
S.985 - 1002
- BOGARDUS, E.S.: Immigration and race attitudes. Heath,
Boston 1928.
- BURT, R.S.: Power in a social topology. In: Social
Science Research 6, S.1 - 83. 1977a
- COOMBS, C.H.: A theory of data. Wiley 1964.
- , R.M.DAWES, A.TVERSKY: Mathematical Psychology.
New Jersey 1970.
- FISCHER, G.H.: Conditional maximum-likelihood esti-
mation of item parameters for a linear logistic
test model. Research Bulletin Nr.9/72. Psychol.
Inst.Univ.Wien, 1972a.
- , The linear logistic test model as an instrument
in educational research. Acta Psychol.37, 359,
1973a.
- , Einführung in die Theorie psychologischer Tests.
Huber, Bern 1974.
- , H.SCHEIBLECHNER: Algorithmen und Programme für
das probabilistische Testmodell von Rasch. Psychol.
Beitr.12, 23, 1970a.
- , H.SPADA: Die psychometrischen Grundlagen des Ror-
schachtests und der Holtzmann Inkblot Technique.
Huber, Bern 1973.

- , a.N.W.HENRY: Latent structure analysis. Boston 1968.
- LINDLEY, D.V.: Introduction to probability and statistics from a Bayesian viewpoint. Cambridge 1965.
- LORD, F.M. a.M.R.NOVICK (Hrsg.): Statistical theories of mental test scores. Addison-Wesley, Reading/Mass. 1968.
- LUCE, R.D., R.R.BUSH, E.GALANTER: Handbook of mathematical psychology. Wiley, New York 1963.
- LUCE, R.D., J.W.TUKEY: Simultaneous conjoint measurement: A new type of fundamental measurement. Journal of Math.Psych.1, 1, 1964.
- MORENO, J.L.: Die Grundlagen der Soziometrie, 1954.
- PAPPI, F.U.: Sozialstruktur und soziale Schichtung in einer Kleinstadt mit heterogener Bevölkerung. Kölner Zeitschrift für Soziologie 25, S.23-74, 1973.
- RASCH, G.: Probabilistic models for some intelligence and attainment tests. The Danish Institute for Educational Research, Kopenhagen 1960.
- , An informal report on a theory of objectivity in comparisons. Proc. of the NUFFIC international summer session in science at "Het Oude Hof", The Hague, 14.-28. Juli 1966a.
- REUBAND, K.H.: Zur Existenz schichtähnlicher Gruppierungen im interpersonalen Präferenzgefüge. Ein

- FORMANN, A.K.: Schätzung der Parameter in Lazarsfeld's Latent - Class - Analysis. Research Bulletin Nr.18, Psychol.Inst.Univ.Wien, 1976a.
- , Latent - Class - Analysis polychotomer Daten. Research Bulletin Nr.19, Psychol.Inst.Univ.Wien, 1976b.
- GRANOVETTER, M.S.: Network sampling: Some first steps. In: American Journal of Sociology 81, S.1287 - 1303, 1976.
- JOHNSON, S.C.: Hierarchical clustering schemes. In: Psychometrika 32, S.241 - 254, 1967.
- KEMPF, W.F. (Hrsg.): Probabilistische Modelle in der Sozialpsychologie. Huber, Bern 1974.
- KRISTOF, W.: Untersuchungen zur Theorie psychologischen Messens. Hain, Meisenheim/Glan 1968a.
- LAUMANN, E.O. u.F.U.PAPPI: New directions in the study of community elites. In: American Sociological Review 38, S.212 - 230, 1973.
- , u.R.SENTER: Subjective social distance, occupational stratification, and forms of status consciousness: A cross - national replication and extension. In: American Journal of Sociology, S.1304 - 1338, 1976.
- LAZARSFERLD, P.F.: Logical and mathematical foundations of latent structure analysis. In: Stouffer, S.A. et al.: Studies in social psychology in world war II, Vol.IV, Princeton University Presss, 1950.

Beitrag zur Analyse latenter subjektiver Schichtung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie 27, S.293 - 311, 1975.

- SCHEIBLECHNER, H.: CML - parameter - estimation in a generalized multifactorial version of Raschs probabilistic measurement model with two categories of answers. Research Bulletin Nr.4/71, Psychol.Inst.Univ.Wien, 1971a.
- , The separation of individual and system - influences on behavior in social contexts. Acta Psychol.35, 442, 1971b.
- , A simple algorithm for CML - parameter - estimation in Raschs probabilistic measurement model with two or more categories of answers. Research Bulletin Nr.5/71, Psychol.Inst.Univ.Wien, 1971c.
- , Personality and system influences on behavior in groups: Frequency models. Acta Psychol.36, 322, 1972b.
- , Die Sozialstruktur großer Gruppen. In: F.Kempf (Hrsg.): Probabilistische Modelle in der Sozialpsychologie. Huber, Bern 1974.
- THURSTONE, L.L.: A law of comparative judgement. Psychol.Rev.34, S.273, 1927.