

Sonderdruck aus: Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie  
1970, Band XVII, Heft 3, S. 386—413  
Erscheint vierteljährlich im Verlag für Psychologie, Dr. C. J. Hogrefe, Göttingen

---

Aus dem Psychologischen Institut der Universität Heidelberg

## Multivariate Weiterentwicklung eines Modells zur Prognose von Wahlentscheidungen

Claus Möbus und Hans-Joachim Ahrens

### 1. Einleitung

In einer früheren Untersuchung (Ahrens & Möbus 1968) legten wir dar, daß bei der Prognose von Wahlentscheidungen und Abstimmungen nach einer groben Klassifikation zwei Verfahrensgruppen unterschieden werden können. Beide Gruppen richten sich auf soziale Entscheidungssituationen, in denen bestimmte Alternativen zur Auswahl stehen. Der Ausgang der sozialen Wahl soll durch unbeteiligte Beobachter aufgrund bestimmter Informationen vorhergesagt werden.

Charakteristisch für die erste Gruppe von Prognosemethoden sind die sog. Hochrechnungen (vgl. Coleman et al. 1964, Bruckmann 1966), die in der Tradition der Meinungsumfrage speziell für die Vorhersage von politischen Wahlen entwickelt wurden und deren Eingangsinformationen hauptsächlich aus schon bekannten Teilergebnissen der vorherzusagenden Wahl und aus bestimmten Außenvariablen (z. B. sozio-ökonomische Faktoren) bestehen. Die Hochrechnungen erheben nicht den Anspruch, ein vollständiges Modell für eine Psychologie des Wählerverhaltens darzustellen.

Bei der zweiten Gruppe von Prognosemethoden hingegen wird der Modellcharakter stärker betont. Als Eingangsdaten werden ausschließlich Variablenmessungen vor der sozialen Entscheidung berücksichtigt. Gegenüber der Verwendung von Außenvariablen, wie z. B. bei Hochrechnungen, tritt die Erfassung der intervenierenden Urteilsprozesse auf seiten der Entscheidungspersonen in den Vordergrund, die bei der Beurteilung vorgegebener Alternativen (z. B. politische Kandidaten, Konsumgüter) bestimmte Präferenzreaktionen (z. B. Abstimmungen, Kaufentscheidungen) zur Folge haben (vgl. Luce 1959, Restle 1961, Shelly & Bryan 1964, Bieri et al. 1966,

Bock & Jones 1968, 248—288). Unter der Annahme, daß soziale Entscheidungen in hohem Maße durch vorangegangene Urteilsprozesse der beteiligten Personen kontrolliert werden, wird die Verwandtschaft unserer Fragestellung mit psychologischen Skalierungsmethoden deutlich. Durch Skalierungsverfahren werden Urteilsskalen explizit gemacht, nach denen die Personen vermutlich auch Wahlentscheidungen gegenüber denselben Alternativen organisieren (vgl. Bock & Jones 1968, 248). Die Verbindlichkeit entsprechender Vorhersagen validiert in diesem Fall nicht nur die pragmatischen Kriterien eines Prognoseverfahrens, sondern ermöglicht auch empirische Stellungnahmen zur Brauchbarkeit eines Modells zum kollektiven Entscheidungsverhalten. In diesem Sinne erprobten wir in unserer früheren Untersuchung ein eindimensionales Prognosemodell in Anlehnung an eine Arbeit von Thurstone (1945). In unserer Untersuchung konnte nach Kenntnis bestimmter Einstellungen der Wähler ihre Stimmverteilung bei der Wahl politischer Kandidaten vorhergesagt werden. An diese Arbeit anknüpfend soll nunmehr ein multivariates Prognosemodell mit Simultanverarbeitung mehrerer Prädiktordimensionen entwickelt werden, wobei insbesondere Konzepte herangezogen werden sollen, die in der Ökonomie zur Nutzenbestimmung verwendet werden (z. B. Verwendung von Indifferenzkurven).

## 2. Allgemeine Grundlagen eines multivariaten Modells zur Wahlprognose

### 2.1 Sozialwahlfunktionen

Unser Prognosemodell zur Vorhersage sozialer Entscheidungen soll an einer kleinen experimentellen Gruppe erprobt werden, deren Mitglieder eine simulierte Wahl von Politikern durchführen. Wie in früheren Arbeiten eines der beiden Autoren schon ausgeführt wurde (vgl. Ahrens 1966, 1967), lassen sich solche Gruppen in Anlehnung an eine Klassifikation von Gäfgen (1961, 2; 1963, 237) als Wahlgemeinschaften oder Entscheidungsgemeinschaften bezeichnen. Diese Gruppen sind dadurch gekennzeichnet, daß ihre Mitglieder angesichts einer bevorstehenden sozialen Wahl bei vorgegebenen Alternativen über heterogene Präferenzen verfügen, jedoch das gemeinsame Ziel verfolgen, mit Hilfe bestimmter Regeln eine kollektive Wahlentscheidung herbeizuführen. Das Problem der Präferenzenaggregation mit dem Ziel einer gemeinsamen und fairen Gruppenlösung läßt sich leicht in die Theorie der Sozialwahlfunktionen (social welfare functions; vgl. Arrow 1951, Goodman & Markowitz 1952, Gäfgen 1961, 1963) einordnen, die zwar primär bestimmte Fra-

gen der Nationalökonomie behandelt, jedoch wegen ihrer Verwandtschaft mit psychologischen Skalierungsverfahren auch für die Psychologie von Interesse ist. Durch eine Sozialwahlfunktion wird ein rationaler Mechanismus angegeben, mit dessen Hilfe aus individuellen Präferenzen eine faire soziale Wertordnung gewonnen werden kann.

Die Bedeutung von Sozialwahlfunktionen für die Zielsetzung unserer Arbeit, nämlich der Konstruktion eines Prognosemodells zur Vorhersage sozialer Wahlen, läßt sich folgendermaßen erläutern (G ä f g e n 1961, 9): „Es kann sein, daß der Entscheidungsprozeß der Gruppe nicht explizit formulierbar ist und dem Forscher nur die Präferenzäußerungen der Individuen und der Gruppe als solcher bekannt sind. Es stellt sich dann die Frage, ob ein Formalmechanismus konstruierbar ist, der in der gleichen Situation auch zu gleichen Präferenzäußerungen der Gruppe führt, wie sie tatsächlich beobachtbar sind.“ Jeder Mechanismus, der diese empirisch überprüfbare Bedingung erfüllt, läßt sich einerseits als Prognoseverfahren und andererseits bis auf weiteres als Modell einer sozialen Wahl verwenden<sup>1)</sup>. Entsprechend verfolgt unsere Arbeit das Ziel, die Wahlentscheidungen einer Gruppe durch Konstruktion einer rationalen Regel mit dem Wertsystem ihrer Mitglieder zu verknüpfen. Dabei nehmen wir an, daß dieses Wertsystem multivariat und durch verschiedene Einstellungsdimensionen beschreibbar ist, nach denen die einzelnen Gruppenmitglieder die Entscheidungsalternativen beurteilen und auch ihre Wahlentscheidungen treffen.

## 2.2. Einstellungen, Nutzen und Indifferenzkurven

Wir wollen von der Vorstellung ausgehen, daß mit der Abgabe von Einstellungen zu bestimmten Reizobjekten im allgemeinen ein wertender Urteilsprozeß vollzogen wird. Die Verknüpfung von Einstellungen und Wertvorstellungen wird beispielsweise in einer Definition von Byrne (1966, 237) deutlich: „An attitude is a predisposition to respond either positively or negatively toward an object or a class of object. Each of us holds a large number of relatively enduring beliefs, opinions, values and judgments which involve attitudinal components . . .“. Auch Rosenberg et al. (1966) betonen den wertenden Gehalt von Einstellungen und spannen sie als intervenierende Variable in einen S-R-Rahmen ein, wobei die unabhängigen Reize beispielsweise Entscheidungsalternativen sein können, während bestimmte

<sup>1)</sup> Auf einige wissenschaftstheoretische Fragen im Zusammenhang mit der Verwendung induktiver Vorhersagen zur Geltungsbegründung psychologischer Theorien, die insbesondere von Holzkamp (1968; vgl. auch Carnap 1958, 80 ff.; Popper 1966) aufgeworfen werden, können wir im Rahmen dieser Arbeit nicht näher eingehen.

Affekte, Kognitionen und Aktionen beobachtbares Reaktionsverhalten darstellen. Insofern lassen sich Einstellungen und Beurteilungen auch als latente Verhaltensbereitschaften bezeichnen. In unserem Fall würden wir annehmen, daß mit der Einstellungsmessung bei potentiellen Teilnehmern einer politischen Wahl ihre latente Bereitschaft zur Wahl bestimmter Kandidaten erfaßt wird, wobei die Wahl selbst mit der anschließenden Stimmenauszählung eine beobachtbare Aktion der Gruppe darstellt.

Insbesondere bei der Beurteilung politischer Kandidaten hat sich in verschiedenen Untersuchungen gezeigt, daß die Struktur der Urteile nicht eindimensional, sondern mehrdimensional ist (vgl. z. B. Tucker & Messick 1963, Kristof 1965, Ahrens 1967). Die mehrdimensionale Struktur von Einstellungen läßt sich durch verschiedene Methoden der multivariaten Analyse aufdecken, beispielsweise durch die Faktorenanalyse und durch Methoden der multidimensionalen Skalierung. Arrow (1958) empfiehlt die Anwendung der „latent structure analysis“ von Lazarsfeld (1954), da dieses Konzept der Vorstellung latenter Verhaltensbereitschaften besonders nahe kommt.

Geht man von der Annahme aus, daß mit der messenden Aufdeckung latenter Einstellungskomponenten Dimensionen erfaßt werden, nach denen die Bewertung von Alternativen in Entscheidungsprozessen erfolgt (vgl. Gäfgen 1963, 140), so erscheint das Interesse der Ökonomie an psychologischen Skalierungsverfahren nicht verwunderlich; denn die ökonomische Theorie des Nutzens beschäftigt sich insbesondere mit der Meßbarkeit und interindividuellen Vergleichbarkeit des Nutzens (vgl. Luce & Raiffa 1957, 12—39). Der Nutzen kann allgemein als subjektiver Wert angesehen werden, der dem Entscheidungsergebnis bzw. den Entscheidungsalternativen von den beteiligten Personen beigemessen wird (vgl. Siegel 1964). Die Auffindung geeigneter Nutzenskalen stellt ein Meß- oder Skalierungsproblem dar. Die „Richtigkeit“ einer Nutzenskala kann dabei nicht a priori entschieden werden. Vielmehr muß empirisch überprüft werden, ob die Skala für den jeweils vorgesehenen Zweck adäquat ist. Diese Nachprüfung kann z. B. erfolgen, indem man mit Hilfe der gewonnenen Nutzenskala vorhersagt, wie sich die beteiligten Personen in bestimmten Situationen verhalten werden (vgl. Gäfgen 1963, 143). In unserem Fall wäre zu prüfen, ob sich mit skalierten Einstellungen der Gruppenmitglieder Abstimmungsergebnisse in der Gruppe vorhersagen lassen.

Wir erwarten eine mehrdimensionale Struktur der Einstellungen zu Politikern. Die Prognose kollektiver Wahlentscheidungen würde gemäß dieser Annahme nicht nur das allgemeine Problem

der Zusammenfassung individueller Präferenzen zu einer sozialen Entscheidung implizieren, sondern zusätzlich das spezielle Problem der Zusammenfassung von Präferenzen in verschiedenen Dimensionen (vgl. Shepard 1964, Bock & Jones 1968, 263 ff., u. a.). Folglich müßte unser Prognosemodell so beschaffen sein, daß mehrere Dimensionen simultan zu einer Vorhersage verarbeitet werden können. Diese Möglichkeit bestand in unserem früher verwendetem eindimensionalen Modell nicht. Der multidimensionalen Erweiterung des Modells entspricht in der Meßtheorie des Nutzens das Problem der Kombination oder intrapersonellen Vergleichbarkeit von Objekten bzw. Gütern in verschiedenen Dimensionen<sup>2)</sup>. Zur Vermeidung des dabei auftretenden Problems der direkten Messung und Vergleichbarkeit des Nutzens in mehreren Dimensionen kann u. a. das Konzept der Indifferenzkurven<sup>3)</sup> herangezogen werden. Will man z. B. den Nutzen von Äpfeln und Bananen vergleichbar machen, so ist eine direkte, absolute Nutzenbestimmung an diesen Objekten nicht erforderlich. Vielmehr genügt nach dem Konzept der Indifferenzkurven eine indirekte, komparative Nutzenbestimmung, indem man die Kombinationen in der Anzahl von Äpfeln und Bananen ermittelt, die beim Individuum (bzw. beim durchschnittlichen Individuum) den gleichen Befriedigungszustand hervorrufen (vgl. Edwards 1954, 384). Den Punkten gleichen Nutzens oder gleicher Zufriedenstellung, deren Verbindung die jeweilige Indifferenzkurve ergibt (vgl. Abb. 1), entsprechen auf der Subjektseite indifferente Wertungen.

Man kann sich die Bedeutung von Indifferenzkurven für unsere Fragestellung am Beispiel einer Person veranschaulichen, welche die Alternativen (Politiker) A, B, C und D im zweidimensionalen Einstellungsraum zu bewerten hat (vgl. Abb. 1): Die Alternativen A und B haben gleichen Nutzen bei verschiedenen Anteilen in den Dimensionen X und Y. Die Alternative C wird den Alternativen A und B vorgezogen, während die Alternativen A und B wiederum der Alternative D vorgezogen werden. Insgesamt ergibt sich die schwache (schwach, weil die Indifferenz  $A = B$  enthalten ist) Präferenzordnung  $G > A, B > D$ .

<sup>2)</sup> Das Problem der Zusammenfassung von Größen heterogener Dimensionen muß nach Gäfgen (1961, 7) als Amalgamationsproblem deutlich abgehoben werden von sonstigen Aggregationsproblemen, wie z. B. dem Problem des interpersonellen Nutzenvergleichs. Im ersten Fall würde ein intrapersoneller, im zweiten Fall ein interpersoneller Nutzenvergleich stattfinden (Gäfgen 1963, 138).

<sup>3)</sup> Zur weiteren Information über Indifferenzkurven sei z. B. auf Edwards (1954, 384 ff.) hingewiesen. Gäfgen (1963, 166 ff.) diskutiert insbesondere zweidimensionale Fälle. Kompliziertere Formen (z. B. Ellipsen) gibt Radner (1965, 199) an. Empirische Anwendungen findet man u. a. bei Thurstone (1931), Rousseas & Hart (1951) und Coombs & Milholland (1954).

Formal gesehen sind Indifferenzkurven Funktionen, die im  $n$ -dimensionalen Wertraum diejenigen Alternativen miteinander verbinden, die dem Individuum von gleichem Nutzen erscheinen. Die Indifferenzkurvenanalyse ermöglicht es, alle Alternativen, die untereinander gleichwertig sind, durch eine Indifferenzfunktion zu kennzeichnen:

$$u_j = f(k_{1j}, k_{2j}, \dots, k_{ij}, \dots, k_{nj}).$$

$k_{ij}$  = Vektorkomponente der Alternativen  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) in der Dimension  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) des  $n$ -dimensionalen Bewertungsraumes.

$u_j$  = Nutzen (utility) der Alternative  $j$

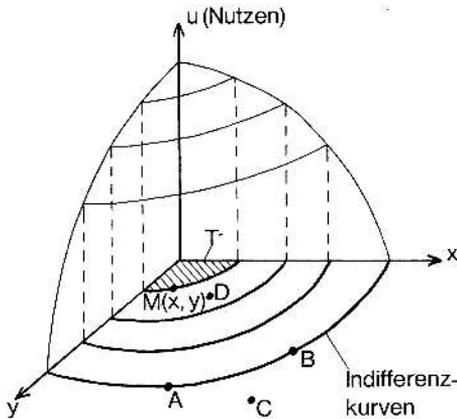


Abb. 1

Indifferenzkurven mit zwei Dimensionen (X und Y) und den Alternativen A, B, C und D ( $u_C > u_A = u_B > u_D$ ).

Die Alternativen auf einer gemeinsamen Indifferenzkurve tragen für eine oder mehrere Personen den gleichen Nutzen ( $u = \text{const.}$ ), der jeweils in den Grenzen des minimal und maximal möglichen Nutzens liegt ( $u_{\min} \leq u \leq u_{\max}$ ). Jedem möglichen Nutzenwert  $u$  ist eine Funktion zugeordnet. Die Menge aller Indifferenzfunktionen wird Indifferenzkarte (indifference map) genannt, die im mathematischen Sinn eine Kurvenschar darstellt. Bei  $n$  Dimensionen ist die Indifferenzkurve eine  $(n-1)$ -dimensionale Hyperebene. In diesem Sinne spricht man auch von Indifferenzflächen.

### 3. Multivariates Prognosemodell für soziale Wahlen<sup>4)</sup>

Die Ableitung eines mehrdimensionalen Prognosemodells soll anhand zweier Dimensionen  $X$  und  $Y$  erfolgen. Eine Erweiterung auf eine größere Anzahl von Komponenten ist leicht möglich, erfordert jedoch bei empirischen Anwendungen größeren Rechenaufwand.

In der formalen Entwicklung unseres Modells soll das Konzept der Indifferenzfunktionen insbesondere deshalb verwendet werden, weil sich das Problem der gewichteten Kombination von Nutzendimensionen zur Bewertung von Alternativen stellt. Wir beabsichtigen nicht eine explizite Nutzenbestimmung für Punkte  $M(x, y)$ , sondern vielmehr die Ermittlung von Punkten gleichen Nutzens (Punkte auf der Indifferenzkurve), welche

$$(1) \quad \Phi(x, y, u) = 0$$

$u$  = Scharparameter, der dem Nutzen aller Alternativen entspricht, die auf der Indifferenzkurve liegen

bzw.

$$(2) \quad \exists \exists \varphi_0(x, u) = y$$

bzw.

$$(3) \quad \varphi(x, y) = u$$

erfüllen. Die Bereiche der Variablen sind  $\{0 \leq X \leq \infty, 0 \leq Y \leq \infty\}$ , was sich in unserem Falle durch Transformationen erreichen läßt.

Die Wahrscheinlichkeit, daß der Stimulus  $S_j$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) bei seiner Bewertung unterhalb der Indifferenzkurve liegt (d. h. weniger Nutzen bringt als alle Alternativen, die auf und oberhalb der Indifferenzkurve liegen), ist:

$$(4) \quad P \{X_{S_j} < x, Y_{S_j} < \varphi_0(x, u); \forall x \in [0, \infty)\} = \\ = \iint_{\mathbb{T}} f_{S_j}(x, y) dx dy = \int_0^{\infty} \int_0^{\varphi_0(x, u)} f_{S_j}(x, y) dx dy = p_{S_j}(u)$$

$f_{S_j}(x, y)$  = Dichtefunktion für Reiz  $S_j$

$\mathbb{T}$  = Menge aller Punkte  $(x, y)$ , für welche die Ungleichung  $\varphi(x, y) < u$  gilt.

<sup>4)</sup> Wir danken Herrn Dr. Wolff vom Institut für angewandte Mathematik der TU Braunschweig für einige wertvolle Anregungen.

Für mehrere voneinander unabhängige Reize gilt:

$$(5) \quad P \{X_{S_1}, \dots, X_{S_k} < x, Y_{S_1}, \dots, Y_{S_k} < \varphi_0(x, u); \forall x \in [0, \infty)\} = \\ = \prod_{j=1}^k p_{S_j}(u).$$

Die gesamte Vorzugswahrscheinlichkeit für  $S_i$  gegenüber allen Reizen  $S_j$  ist damit:

$$(6) \quad P_{S_i} = \int_0^\infty \int_0^\infty f_{S_i}(x, y) \cdot \prod_{j=1}^k p_{S_j}(u) \, dx \, dy.$$

Weil es empirisch schwierig, wenn nicht sogar unmöglich sein dürfte, für die Menge der Scharparameter  $\{u_{\min} \leq U \leq u_{\max}\}$  die Funktionalform der Indifferenzkurvenschar zu entwickeln, wählen wir einen approximativen Weg.

Unter der Annahme, daß bei zwei Variablen keine von beiden einen dominierenden Einfluß auf die Wahl hat, berechnen wir für jeden Reiz zwei Vorzugswahrscheinlichkeiten:

$$(7) \quad P \{X_{S_i} > X_{S_j}, Y_{S_i} > Y_{S_j}; j = 1, \dots, k; i \neq j\} \\ \{X_{S_i} = x\} = \text{Realisation auf der stetigen Zufallsvariablen } X \\ \text{für einen Stimulus } S_i$$

und

$$(8) \quad P \{(X_{S_i} > X_{S_j}) \cup (Y_{S_i} > Y_{S_j}); j = 1, 2, \dots, k; i \neq j\}$$

(7) und (8) werden, wie später noch näher erläutert wird, nach bestimmten Regeln kombiniert zur endgültigen Vorzugswahrscheinlichkeit  $P_{S_i}$  für den Stimulus  $S_i$ . Diese Regeln orientieren sich hauptsächlich an Hypothesen, die man bezüglich der Wichtigkeit der Variablen für die Entscheidungsbildung zuvor aufgestellt hat.

Zuerst leiten wir (7) ab:

$$(9) \quad P \{X_{S_j} < x, Y_{S_j} < y\} = \int_0^x \int_0^y f_{S_j}(s, t) \, ds \, dt = p_{S_j}(x, y).$$

Für (7) ergibt sich dann:

$$(10) \quad P \{X_{S_j} < X_{S_i}, Y_{S_j} < Y_{S_i}; j = 1, 2, \dots, k; j \neq i\} = \\ = \int_0^\infty \int_0^\infty f_{S_i}(x, y) \cdot \prod_{j=1, j \neq i}^k p_{S_j}(x, y) \, dx \, dy$$

In der Praxis werden wir unsere Wahrscheinlichkeitsverteilungen oft auf der Basis von Schätzurteilen (ratings) erhalten. Für das rechteckige Gebiet mit der Kantenlänge 1 (vgl. Abb. 2), das durch das  $m$ -te Intervall  $[m-1, m)$  auf  $X$  ( $m = 1, \dots, r$ ) und das  $n$ -te Intervall  $[n-1, n)$  auf  $Y$  ( $n = 1, \dots, s$ ) gebildet wird, berechnen wir die erste Vorzugswahrscheinlichkeit für  $S_i$ :

$$(11) \quad P_{m,n} \{X_{S_i} > X_{S_j}, Y_{S_i} > Y_{S_j}; j = 1, 2, \dots, k; j \neq i\} = \\ = \int \int_{(m,n)} f_{S_i}(x, y) \cdot [p_{(<m-1, <n-1)} + (x-m+1)(y-n+1)p_{(m,n)} + \\ + (x-m+1)p_{(<m-1, n)} + (y-n+1)p_{(m, <n-1)}] dx dy.$$

Im einfachsten Fall ist im Gebiet  $A$   $f_{S_i}(x, y) = \text{const.}$

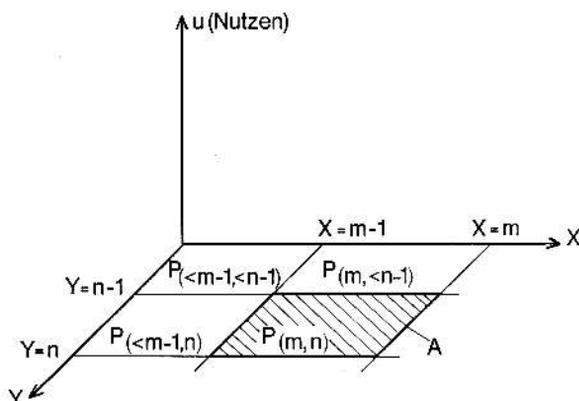


Abb. 2

Intervallaufteilung der Variablen  $X$  und  $Y$  zur Ermittlung zweidimensionaler Wahrscheinlichkeitsverteilungen.

Die Abkürzungen in (11) können auch ausführlicher dargestellt werden:

$$P_{(<m-1, <n-1)} = P \{X_{S_j} < m-1, Y_{S_j} < n-1; j=1, \dots, k; j \neq i\}$$

$$P_{(m,n)} = P \{m-1 < X_{S_j} < m, n-1 < Y_{S_j} < n; j=1, \dots, k; j \neq i\}$$

$$P_{(<m-1, n)} = P \{X_{S_j} < m-1, n-1 < Y_{S_j} < n; j=1, \dots, k; j \neq i\}$$

$$P_{(m, <n-1)} = P \{m-1 < X_{S_j} < m, Y_{S_j} < n-1; j=1, \dots, k; j \neq i\}$$

In (11) setzen wir  $f_{s_i}(x, y) = z_{s_i}(m, n) = \text{const.}$  und erhalten bei Intervallaufteilung zur Bestimmung der ersten Vorzugswahrscheinlichkeit (7):

$$(12) \quad P \{X_{s_1} > X_{s_j}, Y_{s_1} > Y_{s_j}; j = 1, \dots, k; j \neq i\} = \\ \sum_{m=1}^r \sum_{n=1}^s P_{m,n} \{X_{s_1} > X_{s_j}, Y_{s_1} > Y_{s_j}; j = 1, \dots, k; j \neq i\} = \\ = \sum_{m=1}^r \sum_{n=1}^s z_{s_i}(m,n) \cdot \left[ P_{(<m-1, <n-1)} + \frac{P_{(m,n)}}{4} + \frac{P_{(<m-1, n)} + P_{(m, <n-1)}}{2} \right]$$

Ist  $f_{s_1}(x, y) = f_{s_j}(x, y)$ , so müßte  $P_{s_1} = P_{s_j} = .50$  sein. Wie man aber an leicht zu konstruierenden Beispielen sehen kann, stellt (12) eine Unterschätzung der Wahrscheinlichkeit  $P_{s_j}$  dar. Auf die Gründe dafür gehen wir später noch ein. Jedenfalls macht die Unterschätzung von  $P_{s_1}$  die Ermittlung der zweiten Vorzugswahrscheinlichkeit (8) notwendig:

$$(13) \quad P \{(X_{s_j} < x) \cup (Y_{s_j} < y)\} = \\ = \int\int_{(v)} f_{s_j}(x, y) dx dy + \int\int_{(w)} f_{s_j}(x, y) dx dy = \\ = \int_0^x \int_0^x f_{s_j}(s, t) ds dt + \int_x^\infty \int_0^y f_{s_j}(s, t) ds dt = p'_{s_j}(x, y).$$

Die zweite Vorzugswahrscheinlichkeit (8) ist bei stetigen Variablen damit:

$$(14) \quad P \{(X_{s_1} > X_{s_j}) \cup (Y_{s_1} > Y_{s_j}), j = 1, \dots, k; j \neq i\} = \\ = \int_0^\infty \int_0^\infty f_{s_1}(x, y) \cdot \prod_{j=1, j \neq i}^{k} p'_{s_j}(x, y) dx dy.$$

In der Praxis werden wir wieder von Histogrammen ausgehen und diese durch geeignete Normierung in Wahrscheinlichkeitsverteilungen überführen. Betrachten wir wieder das rechteckige Gebiet A mit der Kantenlänge 1 (vgl. Abb. 2), das durch das m-te Intervall  $[m - 1, m]$  auf X ( $m = 1, \dots, r$ ) und das n-te Intervall  $[n - 1, n]$  auf Y ( $n = 1, \dots, s$ ) gebildet wird, so gilt entsprechend (11) jetzt:

$$\begin{aligned}
 (15) \quad & P_{m,n} \{ (X_{S_i} > X_{S_j}) \cup (Y_{S_i} > Y_{S_j}); j = 1, \dots, k; i \neq j \} = \\
 & = \int \int_{(m,n)} f_{S_i}(x, y) \cdot [p'_{(<m-1 \cup <n-1)} + \\
 & + ((x-m+1) + (y-n+1) - (x-m+1)(y-n+1))p'_{(m,n)} + \\
 & + (x-m+1)p'_{(m,>n)} + (y-n+1)p'_{(>m,n)}] dx dy.
 \end{aligned}$$

Dabei ist:

$$p'_{(<m-1 \cup <n-1)} = P \{ (X_{S_j} < m-1) \cup (Y_{S_j} < n-1); j = 1, \dots, k; i \neq j \}$$

$$p'_{(m,n)} = P_{(m,n)} = P \{ m-1 < X_{S_j} < m, n-1 < Y_{S_j} < n; j = 1, \dots, k; i \neq j \}$$

$$p'_{(m,>n)} = P \{ m-1 < X_{S_j} < m, n < Y_{S_j} < s; j = 1, \dots, k; i \neq j \}$$

$$p'_{(>m,n)} = P \{ m < X_{S_j} < r, n-1 < Y_{S_j} < n; j = 1, \dots, k; i \neq j \}$$

Wir setzen  $f_{S_i}(x, y) = z_{S_i}(m, n) = \text{const.}$  im Bereich  $\{ m-1 < X \leq m, n-1 < Y \leq n \}$ . Die Auflösung des Integrals (15) und Summation liefern die zweite Vorzugswahrscheinlichkeit (8):

$$\begin{aligned}
 (16) \quad & P \{ (X_{S_i} > X_{S_j}) \cup (Y_{S_i} > Y_{S_j}); j = 1, \dots, k; i \neq j \} = \\
 & = \sum_{n=1}^s \sum_{m=1}^r P_{m,n} \{ (X_{S_i} > X_{S_j}) \cup (Y_{S_i} > Y_{S_j}); j = 1, \dots, k; i \neq j \} = \\
 & = \sum_{n=1}^s \sum_{m=1}^r z_{S_i}(m, n) \cdot \left[ p'_{(<m-1 \cup <n-1)} + \frac{3}{4} p'_{(m,n)} + \frac{1}{2} p'_{(m,>n)} + \right. \\
 & \left. + \frac{1}{2} p'_{(>m,n)} \right].
 \end{aligned}$$

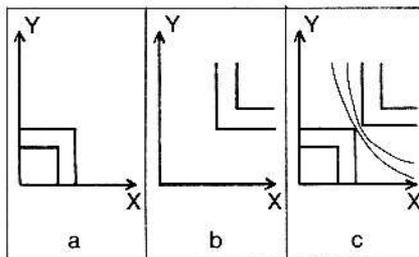


Abb. 3

Verschiedene Extremformen von Indifferenzkurven (a, b) und empirisch geschätzte Zwischenformen (c).

(12) gibt die kleinstmögliche sinnvolle Vorzugswahrscheinlichkeit an. Die Form der Indifferenzkurven ist aus Abb. 3 a ersichtlich. (16) liefert die größtmögliche sinnvolle Vorzugswahrscheinlichkeit. Die dazugehörigen Indifferenzkurven sind in Abb. 3 b dargestellt. Durch Experimente werden sich aber Kurven finden lassen, die zwischen beiden Extremen liegen (vgl. Abb. 3 c).

Die Form der Kurven entscheidet auch über die Gewichtung der beiden Variablen X und Y. An einem Beispiel soll das Prinzip dieser Gewichtung veranschaulicht werden (vgl. Abb. 4). Legen wir zwei Bewertungsvariablen X und Y zugrunde, so kann man sich für  $S_i(x, y)$  eine Anzahl möglicher Indifferenzkurven denken. Kleinstmögliche sinnvolle Vorzugswahrscheinlichkeiten liefern Kurven vom Typ A

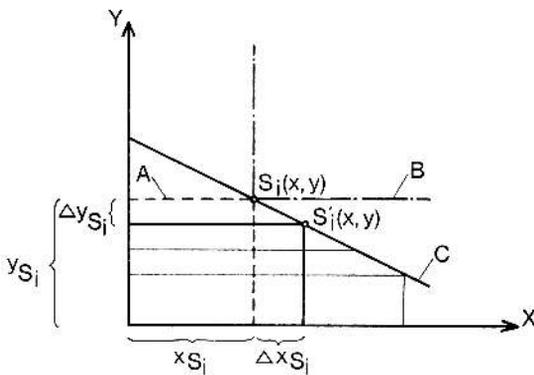


Abb. 4

Formen von Indifferenzkurven und Variablenbewertung.

( $S_i$  wird  $S_j$  vorgezogen, wenn sowohl  $x_{S_i} > x_{S_j}$  als auch  $y_{S_i} > y_{S_j}$  gilt). Größtmögliche sinnvolle Vorzugswahrscheinlichkeiten liefert die Kurve B ( $S_i$  wird  $S_j$  schon dann vorgezogen, wenn  $x_{S_i} > x_{S_j}$  oder  $y_{S_i} > y_{S_j}$  gilt). Hat die Dimension Y gegenüber der Dimension X ein größeres Gewicht, so liegen Kurven vom Typ C vor ( $S_i$  wird  $S_j$  vorgezogen, wenn  $x_{S_i} > x_{S_j}$  und  $y_{S_i} > y_{S_j}$  gilt). Betrachten wir nun bei Annahme gleicher Maßstäbe von X und Y einen bestimmten Zuwachs von  $\Delta x_{S_i}$  für Reiz  $S_i$  in der Dimension X, so kann dieser gemäß der Steigung der Funktion C schon durch eine kleinere Abnahme  $\Delta y_{S_i}$  ( $\Delta y_{S_i} < \Delta x_{S_i}$ ) in der Dimension Y kompensiert werden, weil Y das größere Gewicht

hat. An der Bevorzugung des Reizes  $S_i$  gegenüber einem Reiz  $S_j$  würde sich nichts ändern; denn ein stärkerer Zuwachs in der schwächer gewichteten Dimension  $X$  wird durch eine kleinere Abnahme in der stärker gewichteten Dimension  $Y$  kompensiert. Diesem Gedankengang entspricht auch die in der Faktorenanalyse häufig verwendete Vorstellung eines kompensatorischen Faktorenmodells.

Im einfachsten Falle wird jede Variable gleichgewichtet. Entsprechend der Vermutung, daß die Indifferenzkurven die in Abb. 3 c dargestellte Form haben, erhalten wir für  $P_{S_i}$  nach Mittelung von (12) und (16):

$$(17) \quad P_{S_i} = \frac{1}{2} P \{X_{S_i} > X_{S_j}, Y_{S_i} > Y_{S_j}; j = 1, \dots, k; i \neq j\} + \\ + \frac{1}{2} P \{(X_{S_i} > X_{S_j}) \cup (Y_{S_i} > Y_{S_j}); j = 1, \dots, k; i \neq j\}$$

Insgesamt ähnelt das oben entwickelte Prognosemodell in seiner Grundstruktur einer rationalen Sozialwahlfunktion; denn jedes Subjekt ist prinzipiell in der Lage, alle Schritte von der Einzelentscheidung bzw. Einzelbeurteilung bis zur sozialen Wahl (hier als Vorhersage) im Modell rational nachzuvollziehen.

Eine Erweiterung des Modells auf mehr als zwei Dimensionen und auf abhängige Reize ist möglich. Insbesondere die letzte Erweiterung erfordert jedoch erheblichen Rechenaufwand<sup>5)</sup> bei praktischen Anwendungen. Eine vorerst notwendige Einschränkung der Verwendbarkeit des Modells besteht darin, daß auf den Entscheidungsdimensionen keine „Sättigungsphänomene“ auftreten dürfen. So könnte z. B. ein zu hoher Wert auf der Dimension „Durchsetzungsfähigkeit“ schon wieder eine negative Wertung hervorrufen.

<sup>5)</sup> Für den Fall abhängiger Reize ist die Verarbeitung bestimmter multidimensionaler Verteilungen erforderlich, deren Dimensionenzahl sich als Produkt aus der Anzahl der Prognosevariablen und der Reize ergibt. Der Speicherbedarf bei Verwendung eines Rechenprogrammes läßt sich für diesen Rechenschritt nach folgender Beziehung abschätzen:

$$NSPEIC = NINT^{NDIM} \cdot NSTIM$$

(NSPEIC = benötigte Speicherstellen, NINT = Anzahl der Intervalle auf der Prognosevariablen, NDIM = Anzahl der Prognosedimensionen, NSTIM = Anzahl der Reize).

Demgegenüber ist bei der Annahme unabhängiger Reize nach folgender Beziehung eine kleinere Speicherkapazität erforderlich:

$$NSPEIC = NSTIM \cdot NINT^{NDIM}$$

## 4. Empirische Überprüfung des Prognosemodells

### 4.1 Hypothesen und Annahmen

Das oben formal entwickelte Modell zur Abbildung sozialer Wahlen muß — wie jeder theoretische Satz in den empirischen Wissenschaften — möglichst umfassend der empirischen Überprüfung bzw. Falsifikationsmöglichkeit ausgesetzt werden. Alle empirischen Implikationen richten sich — in Ergänzung des formalen Aspekts der systemimmanenten Verbindlichkeit — auf die systemtranszendente Verbindlichkeit des theoretischen Systems (vgl. Holzkamp 1968, 135 ff.). In der vorgelegten Arbeit sollte hauptsächlich die formale Grundstruktur des Prognosemodells dargestellt werden. Von allen möglichen empirischen Folgerungen, die sich aus dem Modell herleiten lassen, erscheint uns zunächst diejenige am dringendsten der empirischen Überprüfung bedürftig, die sich explizit auf die prognostischen Eigenschaften des Modells bezieht. Die entsprechende Hypothese lautet:

Das Prognosemodell bildet den Vorgang einer politischen Wahl bei vorgegebenen Alternativen ab. Nach Kenntnis der Einstellungen der Wähler zu den Kandidaten auf bestimmten Urteilsdimensionen vor der Wahl ist mit Hilfe des Modells vorhersagbar, welche Stimmanteile in der Wahl auf die einzelnen Kandidaten entfallen werden: Vorausgesagte und ausgezählte Abstimmungsergebnisse stimmen bis auf zufällige Differenzen überein.

Zur Überprüfung dieser Hypothese im Rahmen des Modells und bestimmter Auswertungsmethoden treffen wir zwei wichtige Annahmen:

1. Der Raum der Entscheidungsdimensionen (bzw. Einstellungsdimensionen) ist nur in einem geringen Maße reizspezifisch. Es läßt sich ein mehrdimensionales Wertsystem konstruieren, das für alle Entscheidungsalternativen gilt (d. h. die Annahme eines mittleren Politikers mit einer zugehörigen mittleren Entscheidungsstruktur ist gerechtfertigt).
2. Der Prozeß der sozialen Wahl vollzieht sich in Entscheidungsdimensionen (bzw. Einstellungsdimensionen), die für den Ausgang der Wahl gleiches Gewicht haben.

Die erste Annahme ist im Rahmen unserer Untersuchung deshalb erforderlich, weil zur Ermittlung der Eingangsinformationen (Einstellungsdimensionen und faktorielle Einstellungsverteilungen) für das Prognosemodell eine faktorenanalytische Technik verwendet werden

soll, wie später noch ausgeführt wird. Die Art der Gewinnung der Einstellungsdimensionen wird innerhalb des formalen Modells nicht explizit festgelegt. Im Prinzip wäre zur Dimensionsanalyse des Bewertungsraumes beispielsweise eine multidimensionale Skalierung geeignet. Eine direkte Abbildung der Vpn auf die gefundenen Skalen zur Gewinnung der Einstellungsverteilungen wäre jedoch bei dieser Methodik nicht möglich. Wir wollen so vorgehen, daß wir die Einstellungsdimensionen zur jeweils gemeinsamen Abbildung aller Wähler und Kandidaten durch Anwendung einer Faktorenanalyse auf eine größere Anzahl von Einstellungsvariablen ermitteln.

Die zweite Annahme richtet sich auf die Gewichtung der aufgefundenen Dimensionen für den Prozeß der Kandidatenwahl. Unser Modell ist so konstruiert, daß unterschiedliche Gewichtungen der einzelnen Bewertungsdimensionen in der Prognose explizit berücksichtigt werden können. Die Auffindung eines geeigneten Verfahrens zur Schätzung dieser Gewichte aus Verhaltensdaten würde jedoch zusätzliche Untersuchungen erfordern; denn es sind eine Reihe konkurrierender Möglichkeiten denkbar<sup>6)</sup>. Angesichts dieser Schwierigkeit begnügen wir uns vorerst mit der groben Annahme, daß die Dimensionen jeweils mit gleichem Gewicht in die Prognose eingehen. Dieses Vorgehen stellt zunächst eine Approximation dar und ist in Hinblick auf die Bestätigungsmöglichkeit unserer Prognosehypothese als konservativ zu bezeichnen; denn wir erschweren durch eine nicht optimale Schätzung der Gewichte die Akzeptierung der Hypothese. In weiteren Untersuchungen muß versucht werden, die prognostischen Qualitäten unseres Modells durch geeignete Schätzungen unterschiedlicher Gewichte weiter zu optimieren.

Empirische Stellungnahmen zur zweiten Annahme gehen also aus der vorliegenden Untersuchung nicht explizit hervor, während die erste Annahme überprüft werden muß; denn ihre Bestätigung ist die Voraussetzung für die Anwendung bestimmter Schritte der gewählten faktoriellen Technik, wie unten noch näher ausgeführt wird.

#### 4.2 *Versuchsplan, Durchführung und Datenverarbeitung*

Die zur Hypothesenüberprüfung erforderlichen experimentellen und datenverarbeitenden Schritte sollen nach folgendem Plan realisiert werden:

<sup>6)</sup> Man könnte die Gewichte proportional zur Varianzaufklärung der einzelnen Dimensionen schätzen. Weiterhin wäre die Vorstellung denkbar, daß diejenigen Dimensionen für die Stimmabgaben der Vpn das größte Gewicht haben, auf denen die Kandidaten kognitiv am besten diskriminiert werden können. Die gesuchten Gewichte ließen sich auch aus subjektiven Angaben der Vpn schätzen usw.

## (1) Stichprobe, Variablen und Alternativen

N Personen  $(i = 1, 2, \dots, N)$   
 m Einstellungsvariablen  $(j = 1, 2, \dots, m)$   
 n Alternativen  $(k = 1, 2, \dots, n)$

## (2) Erster Versuchsdurchgang: Gewinnung der Eingangs- und Ausgangsdaten des Prognosemodells.

Datenerhebung:

Einstellungsmessung von N Vpn auf m Einstellungsvariablen gegenüber n politischen Kandidaten ( $N \times m \times n$ -Matrix).

Datenverarbeitung:

Variablenabhängigkeiten (Korrelationen zwischen m Einstellungsvariablen:  $m \times m$ -Korrelationsmatrix).

Variablenreduktion und Konstruktion eines r-dimensionalen kollektiven Wertsystems (Faktorenanalyse:  $m \times r$ -Faktorenmatrix).

Abbildung der n Kandidaten und N Wähler in diesem Wertsystem (Ermittlung von Faktorenwerten).

Ermittlung der faktoriellen Einstellungsverteilungen für jeden Politiker.

Anwendung des Prognosemodells: Vorhersage der Stimmverteilung von N Wählern zu n Kandidaten auf der Basis mehrdimensionaler Wahrscheinlichkeitsverteilungen.

## (3) Zweiter Versuchsdurchgang: Empirische Überprüfung der Wahlprognose.

Datenerhebung:

Geheime Stimmabgabe der N Wähler für n Kandidaten einer fiktiven Kanzlerwahl.

Datenverarbeitung:

Vergleich der vorausgesagten mit den abgegebenen Stimmen und Analyse der Abweichungen.

Zur Erläuterung der Notwendigkeit der ersten Annahme für die datenverarbeitenden Schritte des ersten Versuchsdurchgangs gehen wir zweckmäßig von zwei verschiedenen Aufteilungen der Datenmatrix aus. Die gesamte Datenmatrix  $N \times m \times n$  kann einmal als Zusammensetzung von so vielen  $N \times m$ -Matrizen betrachtet werden, wie Politiker beurteilt wurden, also als  $(N \times m) \times n$ -Matrix (Fall I). Sie kann aber auch zerlegt werden in so viele  $m \times n$ -Matrizen, wie Beurteiler vorhanden sind, also als  $(m \times n) \times N$ -Matrix aufgefaßt wer-

den (Fall II). Wenn nun die Faktorenstruktur der  $m$  Einstellungsvariablen zur Konstruktion eines mehrdimensionalen Bewertungssystems ermittelt werden soll, so kann man die erforderliche  $m \times m$ -Matrix der Interkorrelationen zwischen den Einstellungsvariablen entweder erhalten, indem man jeweils für einen mittleren Politiker über alle  $V_p$  korreliert (Fall I), oder indem man jeweils für eine mittlere  $V_p$  über alle Politiker korreliert (Fall II). Beide Wege führen, wie z. B. M a n d l e r (1959) an anderen Beispielen zeigte, wegen bestimmter Normierungsprobleme nicht zu identischen Ergebnissen. Wir wollen als Basis für die geplante Faktorenanalyse den Fall I wählen, d. h. wir berechnen die Interkorrelationen zwischen den Einstellungsvariablen über alle  $V_{pn}$  für den mittleren Politiker. Dieses Vorgehen entspricht unserer anfangs formulierten ersten A n n a h m e. Ihre Berechtigung kann geprüft werden, indem man mit geeigneten Transformationen (vgl. F i s c h e r & R o p p e r t 1964, S i x t l 1964) die einzelnen Einstellungsstrukturen (Faktorenstrukturen) zu jedem Politiker jeweils auf die Struktur des mittleren Politikers rotiert. Ergeben diese Rotationen hinreichend große Ähnlichkeiten, so kann die Annahme eines invarianten Wertsystems für alle Politiker beibehalten werden. Für alle weiteren Schritte kann dann die Struktur des mittleren Politikers verwendet werden, d. h. alle Politiker können auf dieselben Dimensionen abgebildet werden.

Sollte sich die oben formulierte Invarianzannahme aufrecht erhalten lassen, so müssen nun die Werte der  $V_{pn}$  in dem aufgefundenen mehrdimensionalen Wertsystem des mittleren Politikers berechnet werden. Diese faktoriellen Einstellungs w e r t e bilden die Eingangsinformation für das Prognosemodell und könnten im Normalfall der Faktorenanalyse als Faktorenwerte oder sog. „Faktorenscores“ der  $V_{pn}$  geschätzt werden. Bei der üblichen Normierung sind jedoch Faktorenscores Standardwerte in einer Verteilung mit  $X = 0$  und  $s = 1$ . Würde man die Verteilungen der Politikereinschätzungen auf den Einstellungsfaktoren nach diesem Vorgehen gewinnen, so lägen alle  $n = 6$  Politikerverteilungen mit denselben Mittelwerten und Standardabweichungen auf jedem Faktor übereinander: Eine Differenzierung zwischen den Politikern auf jeder Einstellungsdimension würde nicht sichtbar. Die erwünschte Differenzierung kann man jedoch durch einen Kunstgriff herstellen: Wir gehen von der Vorstellung aus, als wäre die sechsfache Anzahl von  $V_{pn}$  bei gleichbleibender Wertstruktur vorhanden. Dann erhalten wir  $n = 6$  Verteilungen von Faktorenwerten auf jedem Faktor. Zwar hat die Gesamtheit der Faktorenwerte für einen Faktor wieder  $X = 0$  und  $s = 1$ , jedoch gilt diese Normierung nicht für jede der  $n = 6$  Teilverteilungen, die jeweils die Einschätzungen eines Politikers auf diesem Faktor repräsentiert.

Die so bestimmten Wertskalen und Teilverteilungen sind mittelbares Eingangsmaterial für das Prognosemodell. Die Verteilungen der Faktorenwerte werden für zweidimensionale Vorhersagen in diskrete, bivariate *Wahrscheinlichkeitsverteilungen* überführt. Nach den Angaben im Modell können dann für jeden Politiker die Vorzugswahrscheinlichkeiten geschätzt werden. Daraus ergibt sich (nach Multiplikation mit  $N$ ) unmittelbar die Prognose der absoluten Stimmanteile, die für die Politiker in der anschließenden Wahl zu erwarten sind.

Das Experiment wurde 1967 mit einer Stichprobe von  $N = 40$  Vpn (Psychologiestudenten der TU Braunschweig) durchgeführt. Als Einstellungsvariablen wurden insgesamt  $m = 70$  Variablen verwendet. Davon stammen 60 Variablen aus unserer früheren Untersuchung (vgl. *Ahrens & Möbus* 1968, 556). Diese Variablen wurden in einem Vorversuch spontan von 25 Vpn als Gesichtspunkte zur Beurteilung von Politikern genannt und für unsere jetzige Untersuchung um einige negativ akzentuierte Begriffe (z. B. Zügellosigkeit, Hinterlistigkeit, Entschlußlosigkeit etc.) auf  $m = 70$  Variablen ergänzt. Als Alternativen wurden  $n = 6$  westdeutsche Politiker (Wehner, Brandt, Kiesinger, Strauß, Schröder, Schiller) ausgewählt, die zum Zeitpunkt der Datenerhebung sämtlich Mitglieder der Regierungskoalition waren. Diese Alternativen wurden auf 7-Punkte-Ratingskalen von  $N$  Vpn auf allen  $m$  Einstellungsvariablen beurteilt. Zur Überprüfung der Prognose anhand abgegebener Erststimmen wurde eine direkte Personenwahl (fiktive Kanzlerwahl) durchgeführt.

### 4.3 Ergebnisse und Diskussion

Zur Ermöglichung bestimmter Auswertungsschritte im Rahmen des Prognosemodells wurde die Annahme (Annahme 1) getroffen, daß die Dimensionen des Systems zur Bewertung der Alternativen nicht reizspezifisch sind. Entsprechend dieser Invarianzannahme wurde mit einem Verfahren der Transformationsanalyse (vgl. *Fischer & Roppert* 1964) die Hypothese überprüft, daß sich die Wertstrukturen zu den einzelnen Politikern nicht von der Wertstruktur zu dem mittleren Politiker unterscheiden. Wie noch ausgeführt wird, kann man von einer mittleren Struktur ausgehen, die durch  $r = 4$  Faktoren beschreibbar ist. Sukzessive Transformationen der einzelnen Faktorenstrukturen<sup>7)</sup> in die mittlere Faktorenstruktur ergaben Ähnlichkeitskoeffizienten  $Q$  zwischen der invarianten Matrix (mittlere Struktur)

<sup>7)</sup> Die Faktorenstrukturen wurden nach der Hauptachsenlösung mit dem FORTRAN-Programm PAFA und die Transformationen mit dem FORTRAN-Programm FAST am Deutschen Rechenzentrum in Darmstadt gerechnet.

und den jeweils transformierten Matrizen, die in Tab. 1 dargestellt sind. Für die Ähnlichkeitskoeffizienten  $Q$  existiert kein Signifikanztest.

Gebhardt (1966) gibt jedoch auf Grund von Monte-Carlo-Untersuchungen Faustregeln zur Schätzung der Erwartungswerte  $E(Q)$  und Varianzen  $s^2$  an, nach denen sich für unsere Strukturen  $E(Q) = 0.191$  und  $s^2 = 0.001$  errechnet. Unter Berücksichtigung dieser Zusatzinformation können die erhaltenen Ähnlichkeitsmaße  $Q$  als hinreichend groß angesehen werden und die Akzeptierung der Annahme 1 stützen.

Tabelle 1

Ähnlichkeitskoeffizienten  $Q$  für die Strukturvergleiche der einzelnen Matrizen mit der mittleren Faktorenstruktur

Invariante Matrix	Vergleichsmatrix	$Q$
	1. Brandt	.80
	2. Strauß	.83
mittlere	3. Schröder	.86
Faktorenstruktur	4. Schiller	.85
	5. Wehner	.81
	6. Kiesinger	.79

Nach Beibehaltung der Annahme einer mittleren Wertstruktur können alle weiteren Schritte der Prognose auf dieser Basis durchgeführt werden. Der Eigenwertabfall (36.7, 6.7, 4.0, 2.2, 1.9, 1.8 etc.) der ermittelten Urteilsstruktur bei Annahme des mittleren Politikers läßt vermuten, daß das kollektive Wertsystem durch  $r = 4$  Faktoren hinreichend genau beschrieben werden kann. Durch Berücksichtigung zweier Abbruchkriterien („Scree-Test“ und „Rotational-Test“ nach Cattell 1966, 206 ff.) konnte diese Vermutung gestützt werden. Diese vier Dimensionen klären 71 % der Totalvarianz auf und wurden nach dem VARIMAX-Kriterium rotiert. Im folgenden werden die versuchten Interpretationen in Kurzform dargestellt.

Der erste Faktor ( $F_1$ ; Varianzaufklärung 56,3 % beschreibt Eigenschaften, deren Besitz in der Sicht potentieller Wähler wahrscheinlich von jedem Politiker mit Führungsanspruch erwartet wird. Auf der positiven Seite haben Gesichtspunkte wie Aktivität, Zielstrebigkeit, Organisationsfähigkeit, Einsatzbereitschaft usw. hohe Ladungen. Eigenschaften wie Unbeweglichkeit, Entschlußlosigkeit usw. sind mit negativen Ladungen ausgestattet. Dieser Faktor soll im Sinne einer

allgemeinen politischen Führungsqualifikation durch die Interpretation „Führungsaktivität“ charakterisiert werden.

Auf dem zweiten Faktor ( $F_2$ ; Varianzaufklärung 26,5 %) haben Eigenschaften hohe positive Ladungen, welche die durch den ersten Faktor beschriebene allgemeine Führungsqualifikation näher spezifizieren. Es handelt sich um Eigenschaften, durch welche Politiker in der Sicht der Vpn zu einem objektiven und sachbezogenen Führungsstil befähigt werden (Sachlichkeit, Objektivität, Klarheit, Erfahrung, Redlichkeit, Liberalität). Da auf diesem Faktor außerdem die Variable „Beliebtheit“ die höchste Ladung aufweist, kann man für die Vpn unserer Stichprobe annehmen, daß der beliebte Politiker hauptsächlich nach den genannten Eigenschaften beurteilt wird. In Hinblick auf das in der sozialpsychologischen Literatur oft beschriebene Führungsduo „task leader vs. social-emotional leader“ (vgl. z. B. Bales & Slater 1955, Hofstätter 1963) interpretieren wir diesen Faktor als „Beliebtheit durch sachbezogene Führungseigenschaften“. Da unsere Untersuchungsstichprobe aus studentischen Vpn besteht, können wir angesichts der derzeitigen Unzufriedenheit der Studenten mit autokratischen und starren Formen der politischen Führung erwarten, daß dieser Urteilsgesichtspunkt bei ihrer Wahlentscheidung (simulierte Kanzlerwahl) als „latente Verhaltensbereitschaft“ eine bedeutsame Rolle spielt.

Ähnliche Erwartungen gelten auch für die Wichtigkeit des dritten Faktors ( $F_3$ ; Varianzaufklärung 7,7 %), der gleichfalls durch stark wertende Eigenschaften beschrieben wird (Sturheit, Starrheit vs. Beweglichkeit, Aufrichtigkeit, Toleranz). Wir charakterisieren die Interpretation dieses Faktors durch das Gegensatzpaar „Starrheit vs. Beweglichkeit“.

Während die bisher dargestellten drei Faktoren mit ähnlichen inhaltlichen Interpretationen auch schon in früheren Untersuchungen zur politischen Entscheidungsbildung gefunden werden konnten (vgl. Ahrens 1967, 1968; Ahrens & Möbus 1968), scheint der vierte Faktor ( $F_4$ ; Varianzaufklärung 9,4 %) einen spezielleren Gesichtspunkt zu charakterisieren. Er wird durch Variablen beschrieben wie Alter, nationalistische Gesinnung, Machtstreben, Hinterlistigkeit und historisches Verständnis. Dieser Faktor läßt sich im Sinne konservativer Einstellungen interpretieren.

Im Anschluß an die Dimensionsanalyse der Urteilsvariablen wurde nach der anfangs genannten Methode zu jedem Politiker die Verteilung der Faktorenwerte unserer Vpn für jede der vier Dimensionen des kollektiven Wertsystems ermittelt. Die Mittelwerte und Streuungen dieser faktoriellen Verteilungen sind aus Tab. 2 ersichtlich.

Tabelle 2  
Mittlere Faktorenwerte und Streuungen, zweidimensionale Prognosen  
und beobachtete Stimmabgaben der Abstimmung

Alternativen (Politiker)	Mittlere Faktorenwerte und Streuungen			Zweidimensionale Prognosen der Stimmabgaben (%)			Beobachtete Stimm- abgaben (%)			
	$\bar{X}$	$F_1$	$F_2$	$\bar{X}$	$F_3$	$F_1/F_2$		$F_1/F_3$	$F_2/F_3$	
Brandt	0.02	0.49	0.01	0.74	0.17	0.84	13.6	19.8	17.5	17.5
Strauß	0.28	0.98	-0.49	0.91	-0.60	1.02	20.1	18.6	9.1	7.5
Schröder	-0.25	0.74	0.05	0.69	0.21	0.64	12.1	12.5	16.8	15.0
Schiller	0.14	0.85	0.21	0.84	0.10	0.85	25.1	20.8	24.9	32.5
Wehner	-0.09	0.75	-0.16	0.82	-0.21	0.89	10.4	11.6	10.9	12.5
Kiesinger	-0.11	0.75	0.36	0.75	0.34	0.71	18.5	17.7	20.5	15.0

( $F_1$  = Führungsaktivität,  $F_2$  = Beliebtheit nach sachorientierter  
Führungsqualifikation,  $F_3$  = Starrheit vs. Beweglichkeit.)

Angesichts der ermittelten faktoriellen Verteilungen liegt der Gedanke nahe, daß die Prognose viel einfacher und leichter wäre, wenn man sie allein mit Hilfe der faktoriellen Mittelwerte und deren Differenzen durchführen würde. Dieses Argument ist allerdings nicht stichhaltig, wie sich an einem Beispiel zeigen läßt (vgl. Abb. 5). Wir betrachten zwei verschiedene Fälle A und B. In beiden Fällen bleiben die Vorzugswahrscheinlichkeiten sowohl für  $S_i$  als auch für  $S_j$  gleich, obwohl sich im Fall B der Mittelwert von  $S_i$  stark verkleinert hat. Außerdem stellt das arithmetische Mittel schlechte Parameterschätzungen dar, wenn die Verteilungen schief oder mehrgipflig sind.

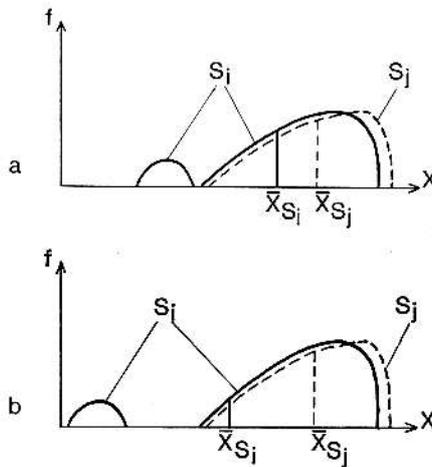


Abb. 5

Differenzen faktorieller Verteilungsmittelwerte und Vorzugswahrscheinlichkeiten.

Zur Berechnung der Wahrscheinlichkeitsverteilungen, welche das Ausgangsmaterial für die Wahlprognose bilden, wurden die faktoriellen Skalen jeweils in Intervalle aufgeteilt. Wie schon erwähnt, sollen zunächst nur zweidimensionale Vorhersagen erprobt werden. Der vierte Faktor wurde außer acht gelassen, weil seine Stabilität nicht genügend gesichert erscheint. Für die Faktoren  $F_1$ ,  $F_2$  und  $F_3$  wurden Prognosen für jede mögliche zweidimensionale Kombination gerechnet, wobei uns aus schon genannten Gründen insbesondere die Vorhersage nach der Kombination  $F_2/F_3$  mit stark wertenden Dimensionen interessiert. Die Prognosen wurden unter der Annahme der Gleichgewichtung aller Faktoren nach den Angaben des Modells gerechnet. Die vorhergesagten und tatsächlich beobachteten Stimmanteile

für die einzelnen Kandidaten sind in Tab. 2 zusammengestellt. Zur Diskussion der Vorhersagegenauigkeit bei verschiedenen Kombinationen und zur Interpretation bestimmter Abweichungen eignen sich die Darstellungen in Abb. 6. Die gewählten Kandidaten lassen sich anhand der vorhergesagten (X) und beobachteten (Y) prozentualen Stimmanteile als Punkte im zweidimensionalen Achsensystem darstellen. Wir erwarten bei maximaler Prädikationsgenauigkeit, daß alle Punkte auf einer Geraden mit einem Steigungswinkel von 45° liegen. Die errechneten Summen der Abweichungsquadrate ( $\sum x^2$ ) haben nur deskriptiven Wert und sollen lediglich eine Vergleichsbasis bilden.

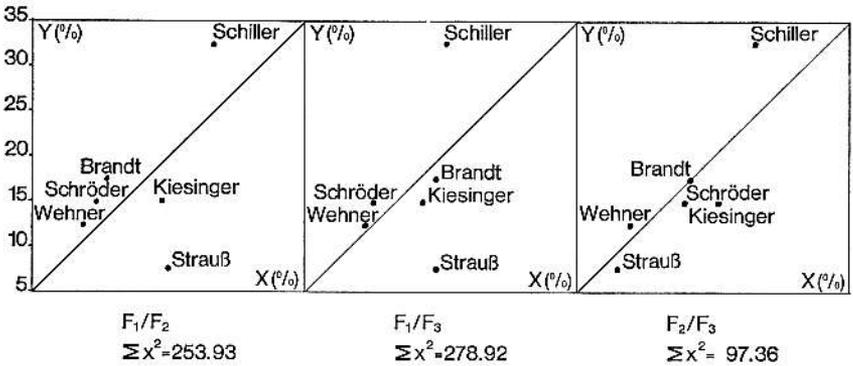


Abb. 6

Zusammenhang von Prognosen (X) und Stimmabgaben (Y) bei verschiedenen Faktorenkombinationen ( $F_1$  = Führungsaktivität,  $F_2$  = Beliebtheit nach sachorientierter Führungsqualifikation,  $F_3$  = Starrheit vs. Beweglichkeit).

Beim Aufbau unseres Prognosemodells waren wir von der uneingeschränkten Möglichkeit ausgegangen, daß die Ergebnisse von Wahlprozessen nach Kenntnis vorangegangener Urteilsprozesse vollständig vorhersagbar sind. Unsere Ergebnisse zeigen, daß mindestens für die Faktorenkombination  $F_2/F_3$  eine recht gute Vorhersagegenauigkeit erzielt werden konnte. Insofern kann die Eignung unseres Prognosemodells zur Vorhersage von Wahlergebnissen günstig beurteilt werden. Die Prognosegenauigkeit läßt sich wahrscheinlich ohne Änderung des Modells noch erhöhen, indem (1.) die unterschiedlichen Gewichte der einzelnen Prädiktoren explizit berücksichtigt werden und indem (2.) die Vorhersage nicht nur auf zweidimensionale Kombinationen beschränkt bleibt.

Wie lassen sich aber die teilweise beträchtlichen Abweichungen zwischen Prognose und Beobachtung insbesondere bei den

Kombinationen  $F_1/F_2$  und  $F_1/F_3$  interpretieren, und ergeben sich daraus prinzipielle Probleme für die Eignungsbeurteilung unseres Modells?

Die Inspektion der Abweichungen (vgl. Abb. 6) zeigt, daß die größten Diskrepanzen in den Extrembereichen auftreten: Die beobachteten Abstimmungsergebnisse werden für Schiller durch die Modellprognose unterschätzt, während die Stimmanteile für Strauß überschätzt werden. Insbesondere die große Diskrepanz beim Kandidaten Strauß (Kombination  $F_1/F_2$  und  $F_1/F_3$ ) verdeutlicht unsere Vermutung, daß es sich hierbei wahrscheinlich nicht um eine beliebige, sondern vielmehr um eine modellspezifische Abweichung handelt, nämlich um eine Diskrepanz zwischen Urteilstebene und Verhaltensebene, die auch in anderen Zusammenhängen schon häufig beobachtet wurde vgl. z. B. Kutner et al. 1952; Linn 1965; Herrmann 1966). In beiden Kombinationen mit den größten Abweichungen ist der Faktor „Führungsaktivität“ enthalten. Auf der Urteilstebene werden die Einzelmerkmale dieses Faktors dem Politiker Strauß in hohem Maße zuerkannt. Möglicherweise führt diese Beurteilung zu der günstigen Wahlprognose bei Strauß, die allerdings gegenüber der tatsächlichen Wahl eine Überschätzung darstellt. Diese Überschätzung mag darauf zurückzuführen sein, daß in der Sicht unserer studentischen Vpn die als hoch beurteilte Ausstattung von Strauß mit Führungsaktivitäten im wertenden Wahlverhalten gerade bei diesem Merkmal eher negative Auswirkungen hat, so daß Diskrepanzen zwischen Urteils- und Verhaltensebene in Richtung einer Überschätzung entstehen.

Die Eingangsdaten für unser Prognosemodell stammen immer aus der Urteilstebene, während sich die Prognose selbst auf die Verhaltensebene richtet, nämlich auf Abstimmungsentscheidungen.

Angesichts der oben diskutierten und versuchsweise interpretierten Möglichkeit von Diskrepanzen zwischen Urteils- und Verhaltensebene erscheint es demgemäß für die Beurteilung unseres Modells nicht sinnvoll, von der Erwartung maximal exakter Prognosen auszugehen. Vielmehr sollte man explizit mit bestimmten Diskrepanzen rechnen, diese im Rahmen der psychologischen Bedeutung des Modells interpretieren und entsprechend fragen: In welchem Maße werden Wahlvorgänge (choice) jeweils durch vorangegangene Urteilsprozesse (judgments, attitudes) kontrolliert (vgl. Bock & Jones 1968), und wie sind Diskrepanzen zwischen beiden Verhaltensbereichen zu erklären? In diesem Sinne ist bei Anwendungen unseres multivariaten Prognosemodells auf Fragen der Entscheidungsbildung die Analyse der Ab-

weichungen zwischen Modellvorhersage und beobachteten Entscheidungsverhalten in gleichem Maße wichtig wie die Bewertung der Übereinstimmungen. Wie anfangs schon allgemeiner erörtert, wird durch diese Relativierung die pragmatische Brauchbarkeit (Treffer von Wahlprognosen) unseres Modells zwar eingeschränkt. Der heuristische Nutzen für die psychologische Theorienbildung wird jedoch erhöht, indem nämlich durch die Aufdeckung von Diskrepanzen die notwendige Voraussetzung für ihre weitere theoretische Analyse bereitgestellt wird.

### Z u s a m m e n f a s s u n g

Als Erweiterung eines eindimensionalen Modells wurde unter Verwendung des Konzepts der Indifferenzkurven ein multivariates Modell zur Vorhersage sozialer Wahlentscheidungen und Abstimmungen entwickelt. Als Eingangsinformationen werden mehrdimensionale Urteilsverteilungen verwendet, die vor der Wahl ermittelt werden. Die Eignung des Modells zur Prognose politischer Wahlen wurde an einer Stichprobe von  $N = 40$  Vpn unter der Fragestellung untersucht, in welchem Ausmaß die Wahlentscheidungen durch Urteile und Einstellungen der Wähler gegenüber den Wahlmöglichkeiten kontrolliert werden. Als Kandidaten einer fiktiven Kanzlerwahl wurden sechs westdeutsche Politiker verwendet. Abweichungen zwischen beobachteten Stimmabgaben und zweidimensionalen Prognosen wurden insbesondere unter Berücksichtigung von Diskrepanzen zwischen Urteils- und Verhaltensebene diskutiert.

### S u m m a r y

A multivariate choice model for predicting social choices and decisions has been formally developed using the concept of indifference curves and preferential choice probabilities. As an empirical basis for predicting the outcome of a simulated political election multidimensionally distributed attitudes of the voters toward the political candidates have been used. Remarkable differences between observed choices and two-dimensional predictions were discussed in respect to the concept of discrepancies between verbal attitudes and overt choice behavior.

### R é s u m é

En élargissant un modèle uni-dimensionnel grâce à l'introduction d'une courbe d'indifférence, on obtient un modèle multivarié pour la prédiction de décisions sociales (élections et votes). Comme informa-

tion d'entrée, on utilise des distributions de jugement pluri-dimensionnelles, tirées de votes effectifs. L'adéquation du modèle pour la prédiction de votations politiques est étudiée sur un groupe de 40 sujets en recherchant de quelle manière les résultats de la votation peuvent être déterminés grâce aux jugements et aux attitudes des électeurs quant aux alternatives impliquées dans l'élection. On utilise six hommes politiques bien connus pour mettre en scène une désignation fictive au poste de chancelier. Les résultats obtenus sont comparés aux pronostics tirés d'un modèle bi-dimensionnel et les déviations observées sont discutées en fonction de la distance entre le plan du jugement et le plan objectif de la conduite.

### L i t e r a t u r

- Ahrens, H. J.: Der Effekt der Gruppenentscheidungsstrategie auf die Optimalität von Gruppenentscheidungen. *Psychol. Forschung*, 1966, 29, 183—210.
- Ahrens, H. J.: Variablen der kollektiven Entscheidungsbildung bei Präferenzurteilen gegenüber westdeutschen Politikern. *Psychol. Forschung*, 1967, 31, 91—112.
- Ahrens, H. J.: Zur Systematik der Urteilsbildung bei der Beurteilung westdeutscher Politiker. *Arch. ges. Psychol.*, 1967, 119, 57—89.
- Ahrens, H. J. & Möbus, C.: Zur Verwendung von Einstellungsmessungen bei der Prognose von Wahlentscheidungen. *Z. exp. angew. Psychol.*, 1968, 15, 543—563.
- Arrow, K. J.: *Social Choice and Individual Values*, New York: J. Wiley & Sons, 1951.
- Arrow, K. J.: Utilities, Attitudes, Choices. *Econometrica*, 1958, 26, 1—23.
- Bales, R. F. & Slater, P.: Role Differentiation. In: Parsons, T., Bales, R. F. et al.: *Family, Socialization and Interaction Process*. Glencoe, Ill.: The Free Press, 1955.
- Bock, R. D. & Jones, L. V.: *The Measurement and Prediction of Judgment and Choice*. San Francisco: Holden-Day, 1968.
- Bruckmann, G.: *Schätzung von Wahlresultaten aus Teilergebnissen*. Würzburg: Physica-Verlag, 1966.
- Byrne, D.: *An Introduction to Personality*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall, 1966.
- Carnap, R.: *Induktive Logik und Wahrscheinlichkeit* (bearb. v. Stegmüller, W.). Wien: Springer, 1959.
- Cattell, R. B. (ed.): *Handbook of Multivariate Experimental Psychology*. Chicago: Rand McNally, 1966.
- Coleman, H. & Heau, E. & Peabody, R. & Riggsby, L.: Computers and Election Analysis: The New York Times Project. *Pub. Opin. Quart.*, 1964, 28, 418—446.
- Coombs, C. H. & Milholland, J. E.: Testing the Rationality of an Individual's decision making under uncertainty. *Psychometrika*, 1954, 19, 212—229.

- Edwards, W.: The Theory of Decision-Making. *Psychol. Bull.*, 1954, 51, 380—417.
- Fischer, G. H. & Roppert, J.: Bemerkungen zu einem Verfahren der Transformationsanalyse. *Arch. ges. Psychol.*, 1964, 116, 98—100.
- Gäfgen, G.: Theorie der wirtschaftlichen Entscheidung. Tübingen: J. C. B. Mohr (P. Siebeck), 1963.
- Gäfgen, G.: Zur Theorie kollektiver Entscheidungen in der Wirtschaft. *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, 1961, 173, 1—48.
- Gebhardt, F.: On the Similarity of Factor Matrices. Vortrag auf dem Kongreß: European Meeting of Statisticians, London, 5.—10. Sept. 1966.
- Goodman, L. A. & Markowitz, H.: Social Welfare Functions based on individual Rankings. *Am. J. Sociol.*, 1952, 58, 257—262.
- Herrmann, Th.: Antwortdiskrepanz, Konfessionalität und Erziehungsstil. DGF-Kongreßbericht 1966.
- Hofstätter, P. R.: Einführung in die Sozialpsychologie. Stuttgart: Kröner, 1963<sup>8</sup>.
- Holzkamp, K.: Wissenschaft als Handlung. Berlin: De Gruyter, 1968.
- Kristof, W.: Die Beziehungen zwischen mehrdimensionaler Skalierung und Faktorenanalyse. *Psychol. Beiträge*, 1963, 7, 387—396.
- Kutner, B. & Wilkins, C. & Yarrow, P.: Verbal Attitude and Overt Behavior Involving Racial Prejudice. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1952, 47, 649—652.
- Lazarsfeld, P. F.: A Conceptual Introduction to Latent Structure Analysis. In: Lazarsfeld, P. F. (ed.): *Mathematical Thinking in the Social Sciences*. New York: The Free Press, 1954.
- Linn, L. S.: Verbal Attitudes and Overt Behavior: A Study of Racial Discrimination. *Social Forces*, 1965, 3, 353—364.
- Luce, R. D.: *Individual Choice Behavior*. New York: J. Wiley & Sons, 1959.
- Luce, R. D. & Raiffa, H.: *Games and Decisions*. New York: J. Wiley & Sons, 1957.
- Mandler, G.: Stimulus Variables and Subject Variables: a Caution. *Psychol. Rev.*, 1959, 66, 145—149.
- Popper, K. R.: *Logik der Forschung*. Tübingen, 1966.
- Radner, R.: Mathematical specification of goals for decision problems. In: Shelly, M. W. & Bryan, G. L. (eds.): *Human Judgment and Optimality*. New York: J. Wiley & Sons, 1964.
- Restle, F.: *Psychology of Judgment and Choice: A Theoretical Essay*. New York: J. Wiley & Sons, 1961.
- Rosenberg, M. J., Hovland, L. I. et al.: *Attitude Organization and Change*. New Heaven, 1966.
- Rousseas, S. W. & Hart, A. G.: Experimental verification of a composite indifference map. *J. Pilot. Econ.*, 1951, 59, 288—318.
- Shelly, M. W. & Brian, G. L. (eds.): *Human Judgments and Optimality*. New York: J. Wiley & Sons, 1964.
- Shepard, R.: On Subjectively optimum selection among multiattribute alternatives. In: Shelly, M. W. & Bryan, G. L. (eds.): *Human Judgments and Optimality*. New York: J. Wiley & Sons, 1964.

- Siegel, S.: Level of Aspiration and Decision-making. In: Messick, S. & Brayfield, A. H. (ed.): Decision and Choice: Contributions of Sidney Siegel. New York: McGraw-Hill, 1964.
- Sixtl, F.: Ein Verfahren zur Rotation von Faktorenladungen nach einem vorgegebenen Kriterium. Arch. ges. Psychol., 1964, 116, 92—97.
- Thurstone, L. L.: The Indifference Function. J. soc. Psychol., 1931, 2, 139—167.
- Thurstone, L. L.: The Prediction of Choice. Psychometrika, 1945, 10, 237—253.
- Tucker, L. R. & Messick, S.: Individual Differences in Multidimensional Scaling. Psychometrika, 1963, 28, 333—367.

Anschrift der Verfasser:

Cand. phil. Claus Möbus und Dr. Hans Joachim Ahrens  
Psychologisches Institut der Universität  
69 Heidelberg  
Hauptstraße 47—51