

Aus dem Institut für Psychologie der Technischen Hochschule Braunschweig
(Direktor: Prof. Dr. Th. Herrmann)

Zur Verwendung von Einstellungsmessungen bei der Prognose von Wahlentscheidungen

Hans Joachim Ahrens und Claus Möbus

I. Einleitung: Zur Vorhersage sozialer Wahlen

Seit den letzten Bundestagswahlen (1965) kann die Liste von Fernsehsendungen, die gewisse Züge von „Spielen mit ungewissem Ausgang“ tragen, um ein weiteres Ereignis ergänzt werden, das inzwischen auch bei jeder Landtagswahl stattfindet: Wir meinen die Vorhersage von Wahlergebnissen durch die sog. „Hochrechnungen“ (vgl. Bruckmann, 1966). Spiele und Situationen, deren Ausgang ungewiß ist, aber mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit erraten werden kann, erfreuen sich bei aktiven und passiven Teilnehmern großer Beliebtheit — vor allem dann, wenn die Beseitigung der Ungewißheit nicht lange auf sich warten läßt und wenn negative Folgen nicht unmittelbar erkennbar sind. Die Charakterisierung einer Wahlprognose durch das Attribut der *Unbestimmtheit*, das dem Begriffsinventar der Spiel- und Entscheidungstheorie entnommen ist, betrifft zunächst bestimmte Aspekte der Wirkung von Wahlprognosen in der Öffentlichkeit. In diesem Sinne weisen im Fernsehprogramm Kriminalstücke, verschiedene Ratespiele, Fußballreportagen und auch die Wahlberichterstattungen gewisse Ähnlichkeiten auf.

Das Interesse des aktiven Politikers an frühzeitigen Hochrechnungen von Wahlausgängen dürfte allerdings pragmatischer motiviert sein. Je näher die Wahlprognose durch Hochrechnung im Zeitlängsschnitt der endgültigen und vollständigen Stimmauszählung kommt, desto mehr verliert die Spielsituation an Unbestimmtheit zugunsten einer Gewißheit, welche den künftigen *Handlungsspielraum* der Politiker bestimmt. Die zunehmende Beseitigung von Ungewißheit im „Spiel der politischen Wahl“ durch präziser werdende Wahlprognosen hat für den aktiven Politiker einen unmittelbaren Handlungsbezug und

damit einen anderen Stellenwert als für den durchschnittlichen Wähler und Fernsehzuschauer.

Die in den USA von IBM seit den Präsidentschaftswahlen 1964 im großen Stil durchgeführten Hochrechnungen (vgl. *B r u c k m a n n*, 1966; 3) dienen dazu, schon vor dem Vorliegen der endgültigen Wahlresultate ein relativ zuverlässiges Bild über die Stimmverteilung von Parteien oder Kandidaten zu vermitteln. Die Hochrechnungen basieren auf schon vorliegenden Teilergebnissen gewisser Wählerstichproben der hochzurechnenden Wahl und den Wahlresultaten der letzten vorhergehenden Wahl. Die Schätzergebnisse werden mit Hilfe laufend neu eintreffender Zwischenergebnisse modifiziert. Je größer der Umfang der Teilergebnisse wird, desto präziser wird das tatsächliche Endergebnis approximiert. Im Grenzfall wird die Unsicherheit dieses „Spiels“ zugunsten eines sicheren Ereignisses aufgelöst, das durch die tatsächlich vorhandene Stimmverteilung dargestellt wird.

Die meisten Wahlprognosen durch Hochrechnungen sind dadurch gekennzeichnet, daß neben bestimmten Informationen über das Wahlverhalten der Wähler vor allem Teilergebnisse der gerade stattfindenden Wahl eingehen. Es wird also nicht nur Information aus der Zeit vor der Wahl, sondern ein entscheidender Anteil an Information aus der Zeit während der Wahl verarbeitet. Der Einsatz elektronischer Rechananlagen ermöglicht dieses Vorgehen.

Es lassen sich aber auch Wahlprognosen erstellen, in denen nur Informationen berücksichtigt werden, die schon vor der Wahl zugänglich waren. In diesem Fall tritt der Vorhersagecharakter deutlicher zutage. Man könnte beispielsweise in Form von Meinungsumfragen vor der Wahl eine repräsentative Stichprobe von potentiellen Wählern direkt nach ihrer voraussichtlichen Wahl fragen und daraus eine Vorhersage für die Population herleiten. Prognosen auf der Basis dieser direkten Information sind aus vielen Gründen unzuverlässig (vgl. *B r u c k m a n n*, 1966). Besser wären vielleicht Aussagen geeignet, die nur indirekt mit dem eigentlichen Wahlvorgang verknüpft sind. Wahlvorhersagen lassen sich beispielsweise auch auf Grund von Einstellungsverteilungen der späteren Wähler zu den Kandidaten oder Parteien treffen. Es würde sich dann nicht um eine direkte Simulation des späteren Wahlvorganges an einer repräsentativen Stichprobe vor der Wahl handeln, sondern vielmehr um die Ausnutzung empirischer Beziehungen zwischen der Stimmabgabe und (indirekten) wahlspezifischen Indikatoren in Form von Einstellungsvariablen. Dieses Konzept einer Wahlprognose liegt einem von *Thurstone* (1945) vorgeschlagenen Modell zur Vorhersage von Wahlen auf der Basis von Einstellungen zugrunde. Unser Beitrag soll der Darstellung dieses

wenig verwendeten Modells dienen und an einem experimentellen Beispiel mit einer kleinen Stichprobe von Versuchspersonen, politischen Kandidaten und Einstellungsvariablen seine Brauchbarkeit zur Vorhersage von Wahlentscheidungen veranschaulichen.

Mit Vorgängen der sozialen Wahl oder kollektiven Entscheidung hat sich neben der Sozialpsychologie und der Politologie vor allem unter dem Einfluß der Spieltheorie (vgl. v. Neumann & Morgenstern, 1943; Luce & Raiffa, 1957) auch die Nationalökonomie beschäftigt, und zwar besonders im Bereich der „welfare economics“ (vgl. Arrow, 1951) und der Theorie der „Sozialwahlfunktionen“ (vgl. G ä f g e n, 1961; 1963). Generell stellt sich dabei das Problem, individuelle Wünsche oder Entscheidungen so zusammenzufassen, daß eine für alle als gerecht empfundene soziale Lösung resultiert. Dieses Aggregationsproblem ergibt sich sowohl bei der Durchführung politischer Wahlen bei vorhandenen Kandidaten oder Parteien, wie auch bei der gerechten Verteilung von Wirtschaftsgütern.

An das Problem der sozialen Wahl läßt sich eine Reihe von empirisch überprüfbareren Fragen anschließen. So kann man beispielsweise untersuchen, wie sich die Verwendung verschiedener Regeln der sozialen Wahl zur Aggregation von Einzelentscheidungen in kleinen Gruppen auf bestimmte deskriptive Optimalitätskriterien auswirkt (vgl. A h r e n s, 1966; 1967 a; 1967 b). In unserem Fall hingegen fragen wir nicht nach der Optimalisierungsfähigkeit verschiedener Entscheidungsstrategien. Wir setzen vielmehr eine übliche Abstimmungsstrategie voraus und fragen dann, wie sich die Stimmverteilung in der Folge dieser Strategie vorhersagen läßt. Zur Vorhersage können Einstellungsvariablen verwendet werden. Dadurch ergibt sich eine unmittelbare Verbindung von möglichen Prognosemodellen mit bestimmten Skalierungskonzepten. Auf die enge Verknüpfung von Sozialwahlproblemen und Skalierungsmethoden wird neuerdings häufig hingewiesen (vgl. G ä f g e n, 1957; 1961; 1963; C o o m b s, 1960; A h r e n s, 1967 b). Durch die Verwendung empirisch entwickelter Skalen zur Untersuchung bestimmter sozialer Situationen lassen sich die bisher vorliegenden normativen Ansätze aus dem Bereich der Spiel- und Entscheidungstheorien durch empirische Arbeiten ergänzen. Die Verknüpfung von empirisch bedeutsamen Skalierungsmethoden mit Vorgängen der sozialen Wahl bildet den allgemeineren Hintergrund unserer experimentellen Arbeit zur Prognose von Wahlentscheidungen: Wenn sich die Stimmverteilung einer Wählergruppe auf Grund skalierter Einstellungen vorhersagen läßt, so kann die Skalierung von Einstellungen gleichzeitig als Teil der möglichen Lösung sozialer Aggregationsprobleme angesehen werden.

2. Ein Skalierungsmodell von Thurstone zur Wahlprognose

Gesucht ist ein deskriptives Modell zur Abbildung kollektiver Wahlentscheidungen unter der Fragestellung, wie weit sich das Wahlverhalten einer Gruppe von Vpn auf meßbare Einstellungen zurückführen läßt. Die Einstellungen verschiedener Vpn lassen sich im einfachsten Fall auf eine gemeinsame, eindimensionale Einstellungsskala abbilden. Eine solche Einstellungsskala kann als Ausgang für den Ablauf sozialer Wahlen verwendet werden (vgl. G ä f g e n 1963; 188). Die Einstellungsskalierung ist dann Teil einer kollektiven Entscheidungsstrategie. Andererseits kann ein Modell, welches mit der Skalierung von Einstellungen arbeitet, zur Vorhersage von Stimmabgaben bei Wahlentscheidungen verwendet werden.

In der ersten Arbeit von Thurstone (1932) zur Untersuchung des Wahlverhaltens legislativer Körperschaften wird die multiple Faktorenanalyse benutzt. Vorschläge oder Kandidaten, über die Abstimmungen erfolgen, werden in Vierfeldertafeln miteinander korreliert. Auf die Faktoren, welche die Kovarianz der Wahlmöglichkeiten beschreiben, werden auch die künftigen Wähler durch Abschätzung ihrer Faktoren-Scores abgebildet. Wähler, die ähnliche Werte auf den Faktoren aufweisen, werden sich bei der Abstimmung vermutlich ähnlich verhalten. Dieser faktorenanalytische Ansatz berücksichtigt die mögliche Mehrdimensionalität der Wahlmöglichkeiten. Vorhergesagt wird allerdings nicht eine Stimmverteilung zu den Kandidaten, sondern die Ähnlichkeit der Wähler hinsichtlich ihres Abstimmungsverhaltens.

In einer späteren Arbeit entwickelte Thurstone (1945) ein Modell zur Prognose von Wahlentscheidungen auf der Basis der eindimensionalen Skalierung von Einstellungen. Wie in seinen anderen Arbeiten (vor allem im Bereich der Psychophysik) stützt sich Thurstone auf das Konzept der „discriminal dispersion“. Bei diesem Konzept geht man davon aus, daß dem Kontinuum der zu skalierenden Reize S_j ($j = 1, 2, \dots, n$) ein Reaktionskontinuum mit den Reaktionen R_{ij} auf seiten der Vpn i ($i = 1, 2, \dots, N$) zugeordnet ist. Die Reaktionen der Vpn bewegen sich entlang dieses eindimensionalen Kontinuums. Anhand der Vpn-Reaktionen lassen sich die Reize skalieren, beispielsweise unter Verwendung der „Methode der gleicherscheinenden Intervalle“, der „Methode der sukzessiven Kategorien“ (vgl. Sixtl 1967; 145 ff.; 222 ff.) oder im einfachsten Fall unter Verwendung einer Rating-Technik. Das Modell impliziert, daß ein Stimulus S_j bei mehreren Vpn i verschiedene Reaktionen R_{ij} hervorruft: Für jedes Reizobjekt ergibt sich auf der Reaktionsseite um

die modale Reaktion R_j eine Reaktionsverteilung, die „discriminal dispersion“ (vgl. Abb. 1). Dieses Modell setzt die eindimensionale Verteilung aller Reaktionen R_{ij} zu einem Reiz S_j für jeweils eine Einstellungsvariable voraus.

Man postuliert dann einen linearen Zusammenhang zwischen der *Einstellung* auf dem Reaktionskontinuum und der *Bevorzugung* der Reizobjekte durch die Beurteiler, geht also bei der Abschätzung der Bevorzugungen im Prinzip umgekehrt vor wie bei der Skalierung nach der Methode des Paarvergleichs. Die Reizobjekte können beispielsweise politische Kandidaten sein. Je stärker die Bevorzugung eines Kandidaten gegenüber einem oder allen übrigen Kandidaten ist, desto größer wird die Wahrscheinlichkeit seiner Wahl. Zur Abschätzung dieser Vorzugswahrscheinlichkeiten dienen die folgenden Überlegungen, die auf dem Prognosemodell von *Thurstone* beruhen.

2.1 Theoretisches Konzept des Prognosemodells

Die Reaktion R_{ij} einer $V_p i$ auf einen Reiz S_j (im folgenden abgekürzt mit J bezeichnet) setzt sich zusammen aus dem modalen („wahren“) Wert R_j und einer individuellen Komponenten e_{ij} . Wir nehmen an, daß die Werte e_{ij} normalverteilt sind mit dem Erwartungswert Null.

$$R_{ij} = R_j + e_{ij} \quad [1]$$

R_{ij} = diskriminierender Prozeß: Reaktion der $V_p i$.

R_j = modaler diskriminierender Prozeß:

Reaktion der mittleren V_p .

e_{ij} = individuelle Komponente.

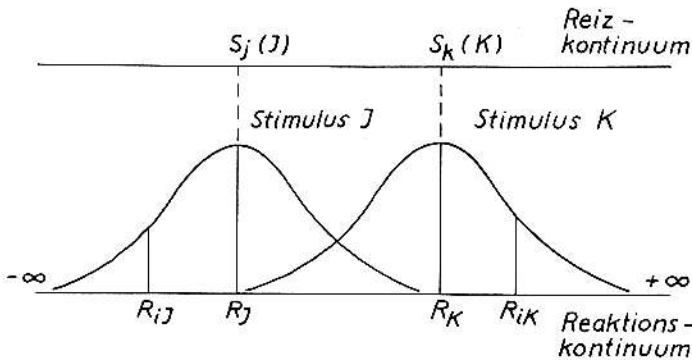


Abb. 1

Kontinuierliche Reaktionsverteilungen zu den Reizobjekten J und K.

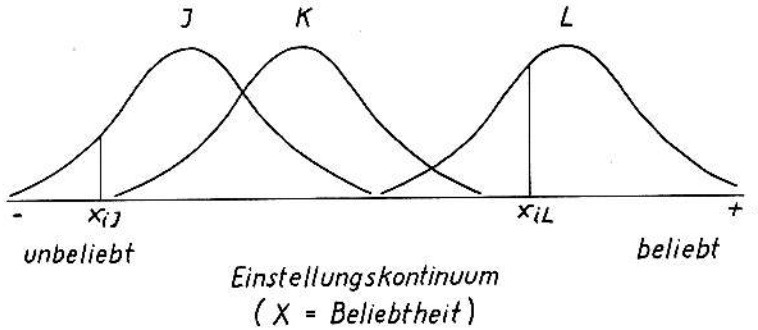


Abb. 2

Einstellungsverteilungen zu den Kandidaten J, K und L.

Wenden wir obiges Konzept auf unsere Belange an, so werden die Stimuli J, K, ..., Z durch Politiker repräsentiert. Ferner wird das Reaktionskontinuum durch ein Einstellungskontinuum ersetzt. Wäre die Einstellungsvariable X beispielsweise Beliebtheit, so wäre Politiker L im Durchschnitt beliebter als Politiker K oder J (vgl. Abb. 2). Bei mehreren Politikern J, K, L, ..., Z teilt sich die stetige Einstellungsvariable X (z. B. Beliebtheit) auf in $X_J = x_J$, $X_K = x_K$, $X_L = x_L$, ..., $X_Z = x_Z$, wobei die Mengen $\{x_J\}$, $\{x_K\}$, $\{x_L\}$, ..., $\{x_Z\}$ Meßwerte auf der Einstellungsvariablen X sind. Auf diese Weise kommen wir zu einer Familie von Einstellungsverteilungen, welche die Verknüpfung der Politiker durch Bestimmung der wechselseitigen Bevorzugungswahrscheinlichkeiten zulassen. Ist X_J eine stetige Zufallsvariable, dann ist

$y = f_J(x)$ die Dichtefunktion von X_J für den Politiker J, [2]
wenn gleichzeitig gilt:

$$P(-\infty < X_J < +\infty) = P(-\infty \leq X_J \leq +\infty) = [3]$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} f_J(x) dx = 1.$$

Hat X_J die Dichtefunktion $f_J(x)$, so ist die Wahrscheinlichkeit, daß eine Vp den Politiker J im Intervall (x_a, x_b) empfindet:

$$P(x_a < X_J < x_b) = P(x_a \leq X_J \leq x_b) = \int_{x_a}^{x_b} f_J(x) dx. [4]$$

Ähnliches gilt auch für die Einstellungen dem Politiker K gegenüber:

$$P(x_a < X_K < x_b) = P(x_a \leq X_K \leq x_b) = \int_{x_a}^{x_b} f_K(x) dx. [5]$$

Als nächstes soll angegeben werden, mit welcher Wahrscheinlichkeit der Kandidat J dem Kandidaten K vorgezogen wird. Betrachten wir zunächst der Einfachheit halber nicht Dichtefunktionen bei stetigen Variablen X, sondern diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen. Aus diesem Grunde sei angenommen, daß X (und damit auch $X_J, X_K, X_L, \dots, X_Z$) diskrete Zufallsvariablen sind. Später werden wir dann auf stetige Variablen übergehen.

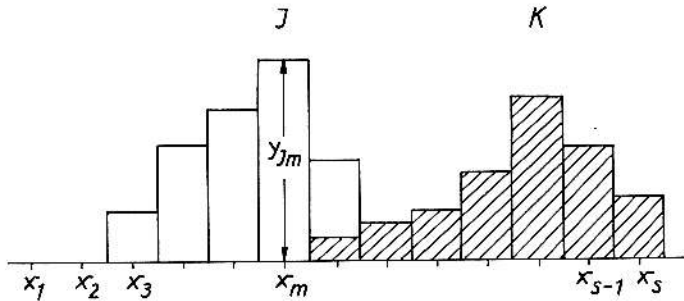


Abb. 3

Diskrete Reaktionsverteilungen zu den Reizobjekten J und K.

Die Wahrscheinlichkeitsverteilung von X_J ist

$$P(X_J = x_m) = y_{Jm} \quad (m = 1, 2, \dots, s), \quad [6]$$

wenn gleichzeitig gilt:

$$\sum_{m=1}^s P(X_J = x_m) = 1. \quad [7]$$

Obwohl bei einer echt diskreten Variablen die Distanz $x_m - x_{m-1}$ keinen Einfluß auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung hat, wählen wir die Intervallbreiten gleich 1, damit die Flächen der Wahrscheinlichkeitsverteilungen (zu J, K, L, ..., Z) direkt als Wahrscheinlichkeiten interpretiert werden können (ähnlich der Fläche unter der Dichtefunktion). Die Wahrscheinlichkeit, daß J einen Wert im Intervall $x_m = [m - 1, m)$ annimmt, ist

$$P(X_J = x_m) \quad [8]$$

und die Wahrscheinlichkeit, daß K unterhalb x_m liegt, ist

$$P(X_K < x_m). \quad [9]$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß beide Ergebnisse zusammen auftreten, ist demnach (wenn beide Ereignisse stochastisch unabhängig sind):

$$\begin{aligned} P \{ (X_J = x_m) \cap (X_K < x_m) \} &= P (X_J = x_m) \cdot P (X_K < x_m) = \\ &= P (X_J = x_m) \cdot \sum_{n=1}^{m-1} P (X_K = x_n) = y_{Jm} \cdot \sum_{n=1}^{m-1} y_{Kn}. \end{aligned} \quad [10]$$

y_{Jm} = Wahrscheinlichkeit, daß J wie x_m empfunden wird.

Betrachten wir jetzt den gesamten Bereich $x_1 < X_J < x_s$ und $x_1 < X_K < x_s$, so kann man die Gesamtvorzugswahrscheinlichkeit $P_{J > K}$ ermitteln. Unter der Voraussetzung, X und damit $X_J, X_K, X_L, \dots, X_Z$ seien diskrete Zufallsvariable und die Ereignisse $(X_J = x_m)$ und $(X_K < x_m)$ stochastisch unabhängig, kann die Gesamtvorzugswahrscheinlichkeit (Wahrscheinlichkeit, daß eine Einschätzung von J höher ausfällt als eine Einschätzung von K) angegeben werden:

$$\begin{aligned} P_{J > K} &= P (X_J > X_K) = \sum_{m=1}^s P (X_J = x_m) \cdot P (X_K < x_m) = \\ &= \sum_{m=1}^s y_{Jm} \left(\sum_{n=1}^{m-1} y_{Kn} \right) \end{aligned} \quad [11]$$

Gehen wir zu **Dichtefunktionen** zurück: Hier ist die Wahrscheinlichkeit, daß K niedriger als ein bestimmter Wert x empfunden wird:

$$P (X_K < x) = \int_{-\infty}^x f_K(t) dt \quad [12]$$

und

$$P_{J > K} = \int_{-\infty}^{+\infty} f_J(x) \cdot P (X_K \leq x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} y_{Jx} \cdot P (X_K \leq x) dx \quad [13]$$

Das Differential des Integrals (Ausdruck unter dem Integralzeichen) erinnert an (10) und an den Ausdruck unter dem ersten Summenzeichen in (11). Die Beziehung (13) läßt sich auf beliebig viele Politiker erweitern, beispielsweise für J, K und L:

$$\begin{aligned} P_{J > K, L} &= P \{ (X_J > X_K) \cap (X_J > X_L) \} = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_J(x) \cdot P (X_K < x) \cdot P (X_L < x) dx. \end{aligned} \quad [14]$$

Sind die Ereignisse voneinander **abhängig**, so gilt

$$\begin{aligned} P_{J > K, L} &= P \{ (X_J > X_K) \cap (X_J > X_L) \} = \\ &= P (X_J > X_K) \cdot P (X_J > X_L | X_J > X_K) = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_J(x) \cdot P (X_K < x) \cdot P (X_L < x | X_K < x) dx \end{aligned} \quad [15]$$

Bei N Wählern ist dann die Zahl der Erststimmen $E_J >_{K,L}$ für den Politiker J :

$$E_{J >_{K,L}} = N \cdot P_{J >_{K,L}} \quad [16]$$

2.2 Numerische Bestimmung der Vorzugswahrscheinlichkeiten

In der Praxis wären wir wohl kaum in der Lage, die benötigten Dichtefunktionen anzugeben, um dann schließlich mit Hilfe von (14) und (16) die Vorzugswahrscheinlichkeiten $P_{J >_{K,L, \dots, Z}}$ exakt festzustellen. Wir müssen daher einen anderen Weg beschreiten, der uns als Endergebnis eine Approximation der Vorzugswahrscheinlichkeiten liefern wird. Wir haben die Einstellungsvariablen X in (14) und (16) als stetige Variablen angesehen. Will man X messen (z. B. mit einer mehrstufigen Rating-Skala), so erscheint X als diskret mit dem Intervall $x_m = [m - 1, m)$; ($m = 1, 2, \dots, s$). Jedoch muß betont werden, daß die oben angeführten Formeln mit diskreten Wahrscheinlichkeiten zu falschen Ergebnissen führen, wenn man an ihnen keine Korrektur durchführt. Die Korrekturen werden unten dargestellt.

X_J ist die Skala der Variablen X für den Politiker J . Die Skalenstufen können verschieden weit auseinander liegen. Vorerst nehmen wir aber an, daß die Intervallbreite gleich 1 ist. Es gilt:

$$\sum_{m=1}^s f_{Jm} = N_J = N. \quad [17]$$

f_{Jm} = Häufigkeit, mit der J im Intervall x_m empfunden wird.

N = Anzahl der Vpn.

Die Häufigkeiten lassen sich in Wahrscheinlichkeiten umwandeln:

$$P(X_J = x_m) = f_{Jm}/N = y_{Jm} \quad (\text{vgl. auch mit [6]}) \quad [18]$$

Dann ist, wie schon erwähnt:

$$P(X_K < x_m) = \sum_{n=1}^{m-1} P(X_K = x_n) = \sum_{n=1}^{m-1} y_{Kn} \quad [19]$$

$P(X_K < x_m)$ = Wahrscheinlichkeit, daß K unterhalb des m -ten Intervalls empfunden wird.

Entsprechend gilt für mehrere Politiker:

$$P\{(X_K < x_m) \cap (X_L < x_m) \cap \dots \cap (X_Z < x_m)\} = \\ = P(X_K < x_m) \cdot P(X_L < x_m) \cdot \dots \cdot P(X_Z < x_m) = u_{m-1}. \quad [20]$$

u_{m-1} = Wahrscheinlichkeit, daß K, L, \dots, Z unterhalb des m -ten Intervalls liegen.

Eine Summation der Wahrscheinlichkeiten (10) würde nur bei echt diskreten Zufallsvariablen (die hier nicht vorliegen) die gesuchte Vorzugswahrscheinlichkeit ergeben. Wenn wir aber X für eine stetige Zufallsvariable halten und Histogramme verwenden, sehen wir den Skalenwert x_m stellvertretend für alle anderen Werte von X im m -ten Intervall an, weil wir letztere nicht messen können. Genauso läßt sich die Dichtefunktion in diesem Meßintervall nicht feststellen, daher haben wir im m -ten Intervall eine Rechteckverteilung angenommen (vgl. Abb. 4). Die Ordinate u_m der kumulierten Wahrscheinlichkeitsverteilung gibt an (vgl. Abb. 5), mit welcher Wahrscheinlichkeit K, L, \dots, Z unterhalb der oberen Grenze des m -ten Intervalls liegen. Die Ordinate u_{m-1} gibt das entsprechende für die untere Grenze an. Lassen wir den Punkt x von der unteren zur oberen Grenze wandern, so ist die Wahrscheinlichkeit, daß zum Beispiel der Kandidat J im infinitesimalen Intervall $(x, x+dx)$ empfunden wird, $f_J(x)dx$ oder hier $y_{Jm}dx$. (Das Differential $f(x)dx$ wird auch Wahrscheinlichkeitselement der Funktion genannt.)

$$P(x < X_J \leq x + dx) = f_J(x)dx. \quad [21]$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß K, L, \dots, Z unterhalb x liegen, beträgt:

$$\begin{aligned} P\{(X_K < x) \cap (X_L < x) \cap \dots \cap (X_Z < x)\} = \\ = u_{m-1} + x(u_m - u_{m-1}). \end{aligned} \quad [22]$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß J im m -ten Intervall empfunden wird und den Politikern K, L, \dots, Z vorgezogen wird, ist:

$$\begin{aligned} {}_m P_{J > K, L, \dots, Z} &= \int_0^1 y_{Jm} [u_{m-1} + x(u_m - u_{m-1})] dx = \\ &= \int y_{Jm} (u_{m-1} + x p_0) dx = \\ &= \int y_{Jm} u_{m-1} dx + \int y_{Jm} p_0 x dx = \\ &= \left(y_{Jm} u_{m-1} x \right)_0^1 + \left(y_{Jm} p_0 \frac{x^2}{2} \right)_0^1 = \\ &= y_{Jm} u_{m-1} + \frac{1}{2} y_{Jm} p_0 = \\ &= y_{Jm} \left(u_{m-1} + \frac{1}{2} p_0 \right). \end{aligned} \quad [23]$$

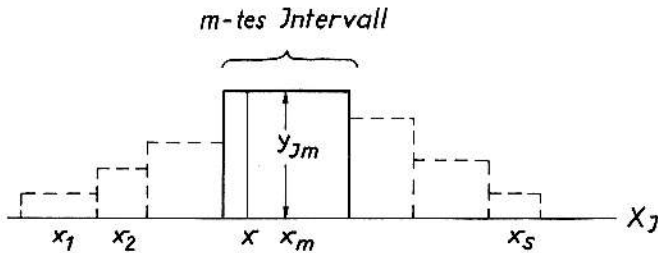


Abb. 4

Wahrscheinlichkeitsverteilung der Variablen X_J mit Rechteckverteilungen über den diskreten Kategorien.

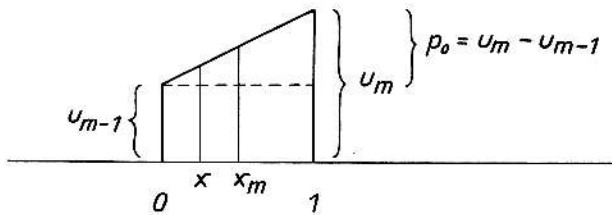


Abb. 5

Unterschreitungswahrscheinlichkeiten u für die untere (0) und die obere (1) Grenze des m -ten Intervalls.

Summiert man (23) über alle Intervalle auf, so erhält man $P_{J > K, L, \dots, Z}$

$$P_{J > K, L, \dots, Z} = \sum_{m=1}^s y_{Jm} (u_{m-1} + \frac{1}{2} p_0) = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^s [y_{Jm} (u_m + u_{m-1})] \quad [24]$$

Unter Verwendung der in (24) dargestellten Beziehung lassen sich für jeweils eine Einstellungsdimension X die gesuchten Vorzugswahrscheinlichkeiten abschätzen, die mit N multipliziert die Anzahl der Erststimmen für den Kandidaten J ergeben.

Führt man die Rechnungen mit einem Tischrechner durch, so ist eine Umformung von (24) günstig:

$$P_{J > K, L, \dots, Z} = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^s [y_{Jm} (u_m + u_{m-1})] = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^s (y_{Jm} u_m + y_{J(m+1)} u_m). \quad [25]$$

3. Experimentelle Fragestellung, Versuchsplan und Durchführung

Im Experiment soll an einer kleinen Stichprobe von Vpn eine direkte Bundeskanzlerwahl simuliert werden. Wir fragen bei einer vorgegebenen Anzahl von Kanzlerkandidaten, welchen der Kandidaten die Vp allen anderen Kandidaten vorzieht. Da wir keine inhaltspezifischen Hypothesen über Einstellungsdeterminanten bei möglichen Bundeskanzlerwahlen haben, können wir keine konkurrierenden Alternativhypothesen zur Bedeutsamkeit verschiedener Einstellungsvariablen aufstellen. Insofern ist unsere Untersuchung ein Erkundungsexperiment.

Unsere Hauptfragestellung zielt aber darauf ab, die Eignung eines bestimmten Modells zur Vorhersage von Stimmverteilungen abzuschätzen, und zwar auf der Basis skalierter Einstellungen. Wir müßten also in einer Voruntersuchung zunächst inhaltliche Anker zur Erfassung von Einstellungen finden, die bei einer Politikerwahl überhaupt eine Rolle spielen. Dabei kommt es nicht darauf an, daß wir ein vollständiges Gefüge von Einstellungsbedingungen bei Bundeskanzlerwahlen aufdecken. Wir wollen kein Konstrukt aufbauen oder suchen, sondern nur einige wichtige Eigenschaften finden, die sich nach der Auffassung unserer Vpn zur Verankerung von Einstellungsschätzskalen bei der Beurteilung von Politikern eignen. Auf der Basis der Einschätzungen der Kandidaten auf diesen Einstellungsvariablen soll dann eine Wahlprognose zur Verteilung der Erststimmen bei einer simulierten Bundeskanzlerwahl getroffen werden. Unsere allgemeine Hypothese richtet sich also auf die Eignung eines Prognosemodells und lautet:

Aus der Kenntnis von Einstellungsverteilungen einer Wählerstichprobe zu einer Anzahl von Kandidaten läßt sich schon vor der Wahl unter Verwendung eines Modells nach Thurstone die Verteilung der Erststimmen vorhersagen, die sich später bei der Wahl ergibt. Zwischen den vorhergesagten und den beobachteten Stimmverteilungen soll sich unter Verwendung eines geeigneten Anpassungstests kein bedeutsamer Unterschied feststellen lassen.

Zur Beantwortung dieser Fragen ist der Untersuchungsablauf und der Versuchsplan in mehrere Schritte gegliedert:

- a) Auffindung geeigneter Einstellungsvariablen auf Grund von Eigenschaften, welche die Vpn (und späteren Wähler) spontan nennen und zur Beurteilung von Politikern für wichtig halten.
- b) Beurteilung von ausgewählten Politikern (Kanzlerkandidaten) nach den gefundenen Eigenschaften (Einstellungsanker) auf 7-Punkte-Ratingskalen.

c) Faktorisierung der Urteilmatrix nach der Hauptachsenmethode zur Auffindung orthogonaler Einstellungskomponenten. Auswahl einiger faktoriell reiner Einstellungsvariablen.

d) Beurteilung der Kanzlerkandidaten anhand der ausgewählten Einstellungsvariablen auf 7-Punkte-Ratingskalen.

e) Durchführung der simulierten Kanzlerwahl durch Angabe des am meisten bevorzugten Kandidaten nach Kanzlereignung (geheime Abstimmung). Daraus ergibt sich die beobachtete Verteilung der Erststimmen.

f) Prüfung der Anpassung der beobachteten Stimmverteilung an die nach *Thurstone* vorhergesagte Stimmverteilung unter Verwendung des *Kolmogoroff-Smirnow*-Tests für Güte der Anpassung.

Der Versuch wurde im Februar 1967 mit $N = 21$ Psychologie-Studenten beiderlei Geschlechts durchgeführt. Als Kandidaten wurden die Politiker *Wehner*, *Strauß*, *Brandt*, *Kiesinger*, *Schmidt* und *Schröder* ausgewählt.

4. Ergebnisse

4.1 Dimensionsanalyse zur Auffindung unabhängiger Einstellungsskalen

Im ersten Durchgang nannten die Vpn insgesamt 60 verschiedene Eigenschaften (vgl. Tab. 1). Nach der Beurteilung der Politiker auf diesen Eigenschaften wurden die Interkorrelationen der Eigenschaften (über N Vpn für den durchschnittlichen Politiker) einer Faktorenanalyse unterzogen²⁾.

Die Hauptachsenlösung zeigte einen starken Eigenwertabfall nach dem ersten Faktor, der 31,6 % der Gesamtvarianz aufklärte. Trotz der Vermutung eines Generalfaktors im Sinne einer allgemeinen Bewertungsskala wurde eine Varimax-Rotation durchgeführt. Die Wahl des Abbruchs der Analyse ist in unserem Fall deshalb weniger problematisch, weil die Faktorenanalyse für uns keine konstruktive Aufgabe erfüllen soll. Vielmehr suchten wir nur eine deskriptive Basis zur Auswahl einiger hochladender Eigenschaften zur Abschätzung von Einstellungen gegenüber den Politikern. Aus diesem Grunde soll auf eine ausführliche inhaltliche Interpretation der Faktoren nicht näher eingegangen werden. Wir versuchten eine Deutung von drei Faktoren unter dem Aspekt verschiedener Führungsqualitäten: Ein Faktor F_1 wurde im Sinne von Eigenschaften interpretiert, die für den „beliebten Führer“ (social-emotional leader) zutreffen (z. B. Aufrichtigkeit), ein Faktor F_2 im Sinne des „tüchtigen Führers“ (task leader; z. B. Zivilcourage, Sachkenntnis) und der dritte Faktor F_3 in Richtung auf Führer-

2) Die Analyse wurde unter Verwendung des *Fortran*-II-Programmes *PAFA* im Deutschen Rechenzentrum Darmstadt gerechnet.

eigenschaften schlechthin („big man“ nach Redl, 1942; z. B. Beweglichkeit, Durchsetzungsfähigkeit).

Tabelle 1

Zusammenstellung der von den Vpn genannten Eigenschaften zur Beurteilung von Politikern

Eigenschaft	Anzahl der Nennungen	Eigenschaft	Anzahl der Nennungen
Aktivität	6	Klarheit	2
Aufopferungsbereitschaft	1	Liberalität	1
Anpassungsfähigkeit	4	Liberaler Amtsführung	2
Aufrichtigkeit	3	Mut	3
Autorität	1	Machtstreben	2
Autokratische Amtsführung	1	Motiviertheit	1
Alter	4	Nationale Gesinnung	1
Ausdrucksgewandtheit	1	Objektivität	2
Beweglichkeit	2	Organisationsfähigkeit	1
Bildung	2	Politische Potenz	1
Bindung an eine Partei	8	Popularität	4
Bindung an einen Verband	1	Freude an Polemik	1
Beliebtheit	1	Redegewandtheit	7
Bekanntheit	1	Religiosität	1
Berufliche Qualifikation	2	Redlichkeit	2
Durchsetzungsvermögen	5	Sympathie	4
Diplomatisches Geschick	1	Sachlichkeit	3
Einsatzbereitschaft	2	Sicherheit	1
Eigenmächtigkeit	1	Starrheit	2
Erfolg	1	Stetigkeit	1
Erfahrung	1	Sachkenntnis	6
Fachkenntnis	1	Starrheit	2
Führungsqualität	1	Selbstvertrauen	1
Flexibilität	1	Selbständigkeit	1
Gewissenhaftigkeit	1	Toleranz	2
Gewandtheit	1	Unabhängigkeit	1
Historisches Verständnis	1	Überzeugungsfähigkeit	6
Intelligenz	4	Verantwortungsbewußtsein	2
Ausprägungsgrad des Images	1	Zielstrebigkeit	2
Kontaktfreudigkeit	1	Zivildourage	1

Aus den faktorisierten Eigenschaften wurden fünf Variablen (vgl. Tab. 2) nach Ladungsreinheit auf den ersten beiden Faktoren und nach der Stabilität ihrer Ladungen gegenüber Varimax-Rotationen bei 2, 3 und 4 Komponenten ausgewählt.

Tabelle 2
Ausgewählte Einstellungsvariablen

Eigenschaft	Interkorrelationen					Faktoren- ladung		h ²
	1	2	3	4	5	F ₁	F ₂	
1 Aufrichtigkeit	1.00	.73	.64	-.06	.19	.86	-.02	.74
2 Intelligenz		1.00	.71	.11	-.03	.82	-.09	.68
3 Sachlichkeit			1.00	.17	.19	.83	-.01	.67
4 Zivilcourage				1.00	.61	.00	-. 74	.54
5 Liberalität					1.00	.11	-. 79	.64

Die Auswahl dieser Variablen soll lediglich dazu dienen, unseren Vpn Anker zur Beurteilung der Politiker bereitzustellen. Auf der Basis der Urteilsverteilungen soll dann eine Vorhersage der Stimmverteilungen erfolgen. Die Auswahl der Variablen wurde hingegen nicht unter der Zielsetzung vorgenommen, empirische Anhaltspunkte zur vollständigen Abdeckung eines Konstrukts zum Wahlverhalten zu gewinnen. Dieses Ziel kann in unserer Untersuchung schon deshalb nicht erreicht werden, weil die Vpn bei der Sammlung von Urteileigenschaften hauptsächlich positiv wertende Begriffe nannten. Es ist denkbar, daß das Stereotyp des Politikers in unserer Gesellschaft einseitig in den Bereich positiver Eigenschaften verschoben ist, wenn man direkt nach möglichen Beurteilungskategorien fragt. Wir müssen also die Möglichkeit offen lassen, daß es Variablen gibt, mit denen sich das Abstimmungsverhalten besser vorhersagen läßt als mit unserer Variablenauswahl. Bestimmte Einstellungsvariablen konnten wahrscheinlich durch unsere direkte Art der Befragung der Vpn nicht aufgedeckt werden.

4.2 Vorhersage der Verteilung der Erststimmen

Die Vorhersage der Stimmen, die in der Wahl auf jeden der sechs Kandidaten fallen sollen, basiert auf den Urteilsverteilungen für jeweils eine der fünf ausgewählten Einstellungsskalen.

Jedem Politiker ist auf jeder Einstellungsvariablen eine Urteilsverteilung zugeordnet. Zur Demonstration der Anwendung des Konzepts der „discriminal dispersion“ (vgl. Abb. 3 und 4) auf unsere empirischen Daten sind für die Variable „Aufrichtigkeit“ die Urteilsverteilungen zu den Politikern graphisch dargestellt (vgl. Abb. 5). Die Verteilungen der übrigen Einstellungsvariablen lassen sich aus den Häufigkeitsangaben in Tab. 3 ersehen.

Auf der Basis dieser diskreten Verteilungen läßt sich unter Verwendung von (24) die Verteilung der Erststimmen für jede Einstellungsdimension vorhersagen.

Tabelle 3

Häufigkeitsverteilungen (%) der Einschätzungen der Politiker auf den ausgewählten Einstellungsvariablen

Politiker	Skalenintervalle						Mittelwert	Eigenschaft	
	1	2	3	4	5	6			7
Schröder			10	14	29	43	5	5.24	Zivilcourage
Schmidt				5	19	48	29	6.06	
Wehner			5		33	52	10	5.47	
Strauß			10	10	19	38	24	5.61	
Brandt				5	57	33	5	5.38	
Kiesinger		5	5	19	43	29		4.90	
Schröder			5	14	33	43	5	5.29	Liberalität
Schmidt		14	10	29	14	24	10	4.58	
Wehner		10	24	24	24	19		4.22	
Strauß	19	29	24	10	14	5		2.89	
Brandt		5	5	5	43	38	5	5.23	
Kiesinger			10	29	19	38	5	5.04	
Schröder			14	14	24	29	19	5.25	Aufrichtigkeit
Schmidt			19	24	38	19		4.57	
Wehner		10	14	29	38	5	5	4.33	
Strauß	38	29	19	10	5			2.18	
Brandt		5		24	33	33	5	5.04	
Kiesinger			5	24	24	33	14	5.27	
Schröder				5	29	33	33	5.94	Intelligenz
Schmidt			10	10	24	29	29	5.67	
Wehner			5	14	43	33	5	5.19	
Strauß					19	52	29	6.10	
Brandt			10	14	43	33		4.99	
Kiesinger				14	43	24	19	5.48	
Schröder		5	10	14	19	29	24	5.33	Sachlichkeit
Schmidt			19	19	24	33	5	4.86	
Wehner		10	29	19	19	10	14	4.36	
Strauß		38	5	14	33	5	5	3.77	
Brandt		5	10	10	33	38	5	5.08	
Kiesinger			14	10	24	43	10	5.30	

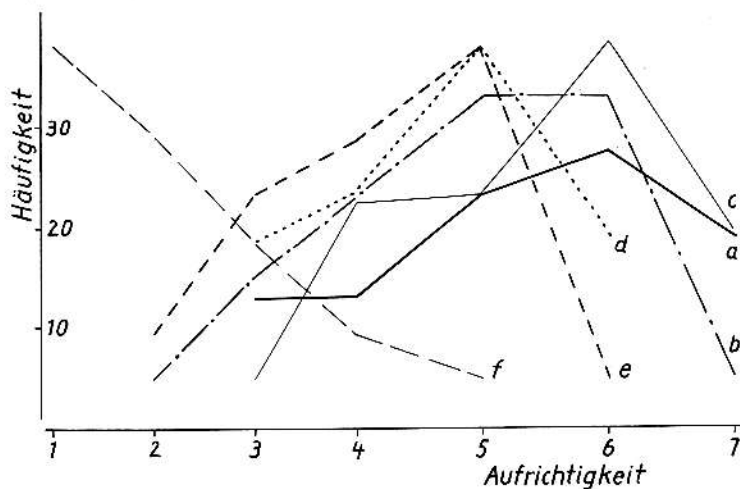


Abb. 6

Urteilsverteilungen auf der Einstellungsvariablen „Aufrichtigkeit“.

a Schröder

c Kiesinger

e Wehner

b Brandt

d Schmidt

f Strauß

Bei der simulierten Bundeskanzlerwahl erhielt Schröder mit 7 Stimmen den größten Anteil der Erststimmen. Es folgten Brandt (6 Stimmen), Kiesinger (5 Stimmen), Schmidt (2 Stimmen), Wehner (1 Stimme) und schließlich Strauß mit keiner Stimme.

Diese beobachtete Stimmverteilung aus der Wahl wurde mit den vorhergesagten Stimmverteilungen für jede Einstellungsvariable verglichen (vgl. Tab. 4). Als Anpassungstest wurde der Kolmogoroff-Smirnow-Test verwendet. Für die Variablen „Intelligenz“ und „Zivilcourage“ zeigten sich Diskrepanzen zwischen der Modellvorhersage und den beobachteten Stimmverteilungen, die nicht mehr zufällig zu erklären sind. Diese Einstellungsaspekte eignen sich also offensichtlich nicht zur Vorhersage unserer Wahlentscheidungen. Dieses Ergebnis erscheint besonders plausibel für das Merkmal „Intelligenz“. Intelligenz wird jedem Kandidaten in hohem Maße zugemessen, so daß sich in dieser Hinsicht keine differenzierenden Einstellungsverteilungen ergeben, die für eine Vorhersage von Bevorzugungen in der Wahl erforderlich sind.

Aus der Kenntnis der Einstellungsschätzungen für die Eigenschaften „Aufrichtigkeit“, „Liberalität“ und „Sachlichkeit“ lassen sich hingegen die Stimmverteilungen vorhersagen: Der Anpassungstest zeigt keine signifikanten Abweichungen. Die Variablen „Sachlichkeit“ und „Aufrichtigkeit“ repräsentieren nach unserer Voruntersuchung einen gemein-

samen Faktor, den wir im Sinne von Eigenschaften des beliebten Führers interpretiert hatten. Es erscheint also plausibel, daß beide Variablen gleichermaßen eine gute Vorhersage der Abstimmungsergebnisse gestatten. Das Merkmal „Liberalität“ hingegen korreliert mit den anderen beiden nur schwach mit $r = .19$ (vgl. Tab. 2) und repräsentiert in der Faktorenanalyse einen zweiten zu F_1 orthogonalen Faktor. Insofern ist es zunächst verwunderlich, daß auch mit dieser Einstellungsvariablen eine zutreffende Vorhersage der beobachteten Stimmverteilung möglich ist. Wir hatten aber anfangs schon darauf hingewiesen, daß der Eigenwertverlauf aus der Faktorenanalyse einen Generalfaktor im Sinne eines allgemeinen Bewertungsgesichtspunktes vermuten läßt, der aber durch die vorgenommene Rotation auf mehrere Faktoren verteilt wird. Möglicherweise haben somit die repräsentativen Eigenschaften beider Faktoren einen hohen Anteil zur Charakterisierung der Politiker nach allgemeiner Beliebtheit. Da dieser gemeinsame Aspekt bei den Stimmabgaben zu den Politikern wahrscheinlich eine entscheidende Rolle spielt, wäre es möglich, daß deshalb die Stimmverteilung sowohl durch „Liberalität“ wie auch durch „Sachlichkeit“ und „Aufrichtigkeit“ gut vorhergesagt werden kann.

Tabelle 4

In der Wahl beobachtete
und nach dem Modell vorhergesagte Stimmanteile

Politiker	Beobachtete Stimmverteilung aus der Wahl		Erwartete Stimmanteile (%) nach dem Thurstone-Modell					Zivil- cou- rage
	Anzahl Stimmen	Stimm- Anteil (%)	Aufrich- tigkeit	Libera- lität	Sach- lichkeit	Intelli- genz		
Schröder	7	33	33	25	29	26	11	
Brandt	6	28	20	23	16	4	10	
Kiesinger	5	24	29	21	22	15	6	
Schmidt	2	10	10	19	14	22	31	
Wehner	1	5	8	9	14	7	17	
Strauß	0	0	0	3	5	26	25	
Summe	21	100	100	100	100	100	100	

Abschließend sei noch einmal darauf hingewiesen, daß unsere Ergebnisse zur Eignungsprüfung eines Prognosemodells aus verschiedenen

Gründen nur vorläufigen Charakter haben. So wurde beispielsweise die Auffindung geeigneter Einstellungsdimensionen durch die Art unserer Datenerhebung (direkte Befragung der potentiellen Wähler) begrenzt. Die Auswahl der zur Vorhersage verwendeten Variablen kann also nicht als optimal gelten. Gleichfalls kann die von uns verwendete Rating-Technik zur Skalierung nur unter ökonomischen Gesichtspunkten gerechtfertigt werden. *Thurstone* schlägt als Ausgang für die Anwendung seines Prognosemodells eine Skalierung nach der „Methode der sukzessiven Kategorien“ vor. Weiterhin ist eine Verbesserung der prädiktiven Eigenschaften des Modells durch Berücksichtigung bedingter Wahrscheinlichkeiten zu erwägen. Darüber hinaus könnte das Modell auf den Fall multidimensionaler Einstellungsskalierungen erweitert werden, so daß eine *simultane* Vorhersage bei Mehrdimensionalität der Einstellungen ermöglicht wird.

Trotz dieser Einschränkungen und des geringen Stichprobenumfangs hat sich aber gezeigt, daß das Modell unter Verwendung bestimmter eindimensionaler Einstellungsverteilungen aus Informationen vor der Wahl zur Vorhersage von Abstimmungsergebnissen in kleineren Wählergruppen geeignet ist. Wieweit sich das verwendete Vorhersagemodell mit gleichem Erfolg auch auf reale Wahlvorgänge (z. B. Bundestagswahl) anwenden läßt, müßten weitere Untersuchungen zeigen.

5. Zusammenfassung

Unter Verwendung eines nach *Thurstone* modifizierten Prognosemodells wurde untersucht, ob sich die Verteilung der Erststimmen bei einer simulierten Bundeskanzlerwahl aus bestimmten Einstellungen der Wähler zu den politischen Kandidaten vorhersagen läßt. Zur Wahlprognose wurden vor der Wahl nach den Angaben von $N = 21$ Vpn Urteileigenschaften gesammelt und einer Faktorenanalyse unterzogen. Von fünf ausgewählten Eigenschaften erwies sich die Variable „Aufrichtigkeit“ als am besten geeignet zur Prognose der Wahlergebnisse. Das verwendete Prognosemodell wurde dargestellt, und seine Eignung wurde diskutiert.

Summary

Using a modified *Thurstone* prediction model, this study sought to determine whether the distribution of first ballot choices in a simulated election for the office of Federal Chancellor could be predicted on the basis of certain attitudes of the voters toward the political candidates. As a basis for predicting the outcome of the simulated election, 21 Ss were asked to judge the candidates on a set of adjectival scales which were then subjected to a factor analysis. Of the five

characteristics which were thus selected, the variable "integrity" (Aufrichtigkeit) proved to be most valuable in predicting election results. The predictive model which was used was presented and its suitability was discussed.

R é s u m é

En modifiant quelque peu le modèle pronostique de Thurstone, on se demande si la répartition des premières voix, dans une simulation d'élection (chancelier fédéral) peut être prédite à partir des attitudes des électeurs à l'égard des candidats. Pour établir le pronostic, on réunit avant l'élection, de 21 sujets, les propriétés de leurs jugements, et on les soumet à une analyse factorielle. Cinq propriétés convenablement choisies conduisent à établir la supériorité de l'une d'entre elles, l'«honnêteté» pour la prédiction du résultat du vote. Le modèle pronostic qui résulte de cela est exposé et discuté.

L i t e r a t u r

- Ahrens H. J., Der Effekt der Gruppenentscheidungsstrategie auf die Optimalität von Gruppenentscheidungen. *Psych. Forschung*, 1966, **29**, 183—210.
- Ahrens, H. J., Variablen der kollektiven Entscheidungsbildung bei Präferenzurteilen gegenüber westdeutschen Politikern. *Psychol. Forschung*, 1967 (a), **31**, 91—112.
- Ahrens, H. J., Zur Optimalität von Gruppenentscheidungen. Eine empirische Untersuchung zur Beurteilung westdeutscher Politiker in kleinen Gruppen. Braunschweig 1967 (b) (unveröffentlichte Dissertation).
- Arrow, K. J., *Social choice and individual values*. New York: John Wiley & Sons 1951.
- Bruckmann, G., *Schätzung von Wahlergebnissen aus Teilergebnissen*. Wien, Würzburg: Physica-Verlag 1966.
- Coombs, C. H., Social choice and strength of preference. In: Thrall, R. M., Coombs, C. H., & Davis, R. L. (Eds.) *Decision Processes*. New York: John Wiley 1960, 68—86.
- Gäffgen, G., Der ökonomische Behaviorismus. *Kölner Ztschr. f. Soz. u. Sozialpsychol.*, 1957, **9**, 50—85.
- Gäffgen, G., Zur Theorie kollektiver Entscheidungen in der Wirtschaft. *Jahrb. f. Nationalökon. u. Stat.*, 1961, **173**, 1—49.
- Gäffgen, G., *Theorie der wirtschaftlichen Entscheidung*. Tübingen: J. C. B. Mohr 1963.
- Luce, R. D., & Raiffa, H., *Games and decisions*. New York: John Wiley & Sons 1957.
- v. Neumann, J., & Morgenstern, O., *Theory of games and economic behavior*. Princeton (N. J.): Princeton Univers. Press 1943. (Deutsche Übersetzung: *Spieltheorie u. wirtschaftliches Verhalten*. Würzburg: Physica-Verlag 1961.)
- Redl, F., Group emotion and leadership. *Psychiatry* 1942, **5**, 573—596.

Sixtl, F., *Meßmethoden der Psychologie. Theoretische Grundlagen und Probleme.* Weinheim (Bergstraße): J. Beltz 1967.

Thurstone, L. L., The prediction of choice. *Psychometrika*, 1945, **10**, 237—253.

Thurstone, L. L., The isolation of blocs in a legislative body by the voting records of its members. *J. soc. Psychol.* 1932, **3**, 425—433.

Anschrift der Verfasser:

Dr. Hans Joachim Ahrens und cand. rer. nat. Claus Möbus

Psychologisches Institut der Universität

69 Heidelberg

Hauptstraße 47—51