

## Präferenzen zwischen politischen Kandidaten: Versuch einer Repräsentation durch BTL-Modell, Präferenzbäume und Eliminierung-nach-Aspekten

**K.-H. Bäuml**

**Zusammenfassung:** An drei Mengen von Politikern werden die strukturellen Eigenschaften dreier politisch relevanter Attribute untersucht. Ziel der Untersuchung ist es, zu prüfen, ob Politiker bezüglich dieser Attribute auf Skalen mit starken Eindeutigkeitseigenschaften repräsentierbar sind. Als Attribute werden 'Eignung als Bundeskanzler', 'Größe als Staatsmann' und 'Kompetenz als Politiker' verwendet. Für jede Kandidatenmenge werden für ein Attribut Paarvergleichsdaten an 84 bzw. 74 Personen erhoben. Die Daten werden mit drei probabilistischen Wahlmodellen analysiert: dem Bradley-Terry-Luce (BTL) – Modell (Luce, 1959), Präferenzbäumen (Tversky & Sattah, 1979) und Eliminierung-nach-Aspekten (Tversky, 1972), wobei jeweils das vorausgehende Modell als Spezialfall des nachfolgenden betrachtet werden kann.

Für die beiden Attribute 'Eignung als Bundeskanzler' und 'Größe als Staatsmann' ergeben sich gute Anpassungen der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das BTL-Modell. Beim Attribut 'Kompetenz als Politiker' zeigen sich leichte Verstöße gegen das BTL-Modell. Die Präferenzwahrscheinlichkeiten für dieses Attribut lassen sich jedoch durch einen sehr einfachen Präferenzbaum anpassen. Diese Ergebnisse deuten für alle drei Attribute auf hohe strukturelle Eigenschaften hin, aus denen sich theoretisch Verhältnisskalen ableiten lassen. Die Befunde werden in bezug auf die Konstruktion sog. Politbarometer diskutiert.

**Summary:** On three sets of politicians, the structural properties of three politically relevant attributes were examined, respectively. Goal of the study is to investigate whether with regard to these attributes the politicians can be represented on scales with strong uniqueness properties. The three attributes were 'aptitude for chancellor', 'greatness as statesman' and 'competence as politician'. For each set of politician 84 or 74 pair comparisions were carried out on one attribute, respectively. The data are analyzed by means of three probabilistic choice models: the BTL-model (Luce, 1959), preference trees (Tversky & Sattah, 1979) and elimination-by-aspects (Tversky, 1972), where the preceding model can be regarded as a special case of the succeeding one, respectively.

For the two attributes 'aptitude for chancellor' and 'greatness as statesman' the BTL-model fits the data well. For the attribute 'competence as politician' the data show slight deviations from the model's predictions. However, the data for this attribute can be well described by means of a simple preference tree. For all three attributes, these results suggest high structural properties that theoretically guarantee the existence of ratio scales. The findings are discussed with respect to the construction of socalled "Politbarometer" (opinion poles).

**Korrespondenzanschrift:** Dr. Karl-Heinz Bäuml, Institut für Psychologie, Universität Regensburg, Postfach, W-8400 Regensburg, Bundesrepublik Deutschland.

### Fragestellung

Politische Kandidaten nach bestimmten Attributen wie etwa Sympathie oder Fähigkeit einzustufen scheint von zunehmendem Interesse zu sein. Eine Methode zur Erreichung dieses Ziels besteht oftmals darin, daß Personen – aus einer als repräsent-

tativ betrachteten Stichprobe einer Population – politischen Kandidaten so Zahlen zuordnen sollen, daß diese Zahlen den Grad der Fähigkeit oder Sympathie dieser Kandidaten nach Meinung der einzelnen Personen widerspiegeln. Z. B. ordnen in den Befragungen der Forschungsgruppe Wahlen Personen politischen Kandidaten Zahlen zwischen – 5 und + 5 zu, wobei – 5 für sehr unsympathisch und + 5 für sehr sympathisch steht. Die so für jeden Kandidaten erhaltenen Zahlen werden dann über alle befragten Personen arithmetisch gemittelt und die resultierende Zahl als Attributwert für den jeweiligen Kandidaten aufgefaßt. Eine andere Methode, von Emnid verwendet, besteht darin, Personen in bezug auf die Kandidaten danach zu fragen, ob sie es gern sehen würden, wenn der Kandidat in den nächsten Jahren eine wichtige Rolle im politischen Leben spielen würde. Für jeden Kandidaten wird dann die Prozentzahl der positiven Antworten bestimmt und die resultierende Zahl wiederum als Attributwert für den jeweiligen Kandidaten aufgefaßt.

Aus den auf diese Weise konstruierten sog. Politbarometern werden im allgemeinen diverse empirische Informationen abgeleitet. Hat etwa Kandidat  $a$  einen höheren Zahlenwert als Kandidat  $b$ , so wird gefolgert, daß ersterer – je nach interessierendem Attribut – sympathischer, fähiger etc. ist als letzterer. Neben solchen ordinalen Informationen werden jedoch auch Differenzeninformationen abgeleitet. Ist etwa die Zahlendifferenz zwischen Kandidat  $a$  und Kandidat  $b$  in einem Monat größer als in einem vorhergehenden Monat, so wird gefolgert, daß der Attributunterschied zwischen beiden Kandidaten größer geworden ist. Die Motivation zu derartigen Schlußfolgerungen entstammt dabei im allgemeinen dem Glauben, daß sich die in den Erhebungen erhaltenen Zahluordnungen wie etwa aus der Physik bekannte Meßskalen behandeln lassen. Aus physikalischen Meßskalen wie etwa Barometer oder Thermometer ist man gewöhnt, aus den Zahlenrelationen derartige Schlußfolgerungen über die Empirie abzuleiten. Die Meßtheorie hat jedoch gezeigt, daß die Dinge nicht so einfach liegen, wie sie bei üblichen Politbarometern angenommen werden. Sie demonstriert, daß obigen gewünschten Aussagen nur dann ein Sachsinn zukommt, wenn den interessierenden Attributen bestimmte empirische Strukturen zugrundeliegen [Krantz, Luce, Suppes & Tversky, 1971; Suppes, Krantz, Luce & Tversky, 1989]. In der Tat unterliegen physikalischen Attributen wie Druck oder Temperatur derartige Strukturen. Für politische Attribute wie etwa Fähigkeit oder Sympathie wurde ein solcher Nachweis bisher nicht erbracht.

Obgleich die Frage nach der Fundierbarkeit ordinaler Aussagen und Differenzenaussagen von zentralem theoretischen Interesse bei der Konstruktion eines Politbarometers ist, wurde ihr meines Wissens bisher kein großes Interesse entgegengebracht. Dies mag zum einen daran liegen, daß oftmals geglaubt wird, mit den oben zitierten pragmatischen Methoden im wesentlichen zu gleichen Ergebnissen zu kommen wie durch Verwendung einer fundierten Methode. Dieser Glaube bedürfte jedoch einer empirischen Rechtfertigung. Zudem ist die implizit vertretene Position, daß die Attribute politischer Kandidaten interessante empirische Strukturen aufweisen, zumindest als voreilig einzustufen. Umgekehrt mag das mangelnde Interesse an der Fundiertheitsfrage auch daran liegen, daß man bei Attributen politischer Kandidaten die Chance *a priori* gering einschätzt, interessante empirische Strukturen zu finden. Diese Meinung nährt sich durch die Erfahrung, daß man bisher nur für sehr wenige psychologische Attribute interessante empirische Strukturen nachweisen konnte.

Die vorliegende Studie hat zum Ziel, die prinzipielle Möglichkeit der Konstruktion eines fundierten Politbarometers zu untersuchen. Dabei wird nicht angestrebt, zu Messungen für repräsentative Stichproben zu gelangen. Stattdessen soll allein ausgelotet werden, welche empirischen Strukturen bei politisch relevanten Attributen zu erwarten sind, und ob der Versuch der Konstruktion eines auf für eine Population repräsentativen Stichproben fußenden fundierten Politbarometers lohnen könnte.

Beurteilungen von Kandidaten oder Kandidatenpaaren (vgl. unten) führen bei verschiedenen Personen oftmals zu ganz unterschiedlichen Ergebnissen. Diese Beurteilungen von verschiedenen Personen können dabei als eine Beobachtungswiederholung für den Kandidaten bzw. das Kandidatenpaar aufgefaßt werden. Die erhaltenen unterschiedlichen Ergebnisse aus den Beobachtungswiederholungen schließen die Verwendung einer algebraischen Meßtheorie zur Konstruktion eines Politbarometers aus. Statt dessen legen sie die Verwendung probabilistischer Meßtheorien nahe [Falmagne, 1985; Suppes et al., 1989].

## Probabilistische Wahlmodelle

Ausgangspunkt für die folgenden theoretischen Betrachtungen sei eine Menge politischer Kandidaten  $A$ . Für jedes Kandidatenpaar  $(a, b) \in A \times A$  sei die Wahrscheinlichkeit, daß ein Kandidat gegenüber dem anderen in bezug auf ein interessierendes Attribut – wie etwa Fähigkeit oder Sympathie – präferiert wird,  $(p_{ab})$ , gegeben. Diese Präferenzwahrscheinlichkeiten werden für jedes Kandidatenpaar als Binomialverteilungen behandelt. Für jedes Paar  $(a, b)$  gilt so  $p_{ab} + p_{ba} = 1$ , d. h. alle Paare  $(a, b)$  sind in bezug auf die Präferenzen mit einem Parameter  $p_{ab}$  beschreibbar. Eine statistische Beschreibung der Präferenzwahrscheinlichkeiten aller Paare benötigt dann – unter Annahme der Stationarität der Wahlsituation und der Unabhängigkeit aufeinanderfolgender Vergleiche –  $n(n-1)/2$  Parameter, falls  $n$  die Kardinalität der Menge  $A$  ist (z. B. Suppes et al., 1989). Die Betrachtung von Präferenzwahrscheinlichkeiten erscheint als natürliche Herangehensweise für Präferenzen zwischen politischen Kandidaten bei verschiedenen Personen, und macht das Problem unterschiedlicher Beobachtungen bei unterschiedlichen Personen für ein Kandidatenpaar direkt handhabbar.

Als Ziel der Konstruktion eines fundierten Politbarometers kann es nun betrachtet werden, eine Skalierung der Kandidaten so zu finden, daß sich die Präferenzwahrscheinlichkeiten für die Kandidatenpaare durch die Skalenwerte der Kandidaten und eine bestimmte Kompositionenregel für die Skalenwerte beschreiben lassen. Ein erstes mögliches Modell zur Realisierung dieses Ziels ist das Modell der *einfachen Skalierbarkeit* [Krantz, 1964; Tversky & Russo, 1969]. Nach ihr läßt sich für jedes Kandidatenpaar  $(a, b) \in A \times A$  die Präferenzwahrscheinlichkeit  $p_{ab}$  beschreiben durch

$$p_{ab} = F[u(a), u(b)],$$

wobei  $u$ ,  $F$  zwei Funktionen sind,  $u: A \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $F: \mathbb{R}^2 \rightarrow (0, 1)$ , und  $F$  streng monoton steigend im ersten Argument und streng monoton fallend im zweiten Argument ist.

Dieses Modell ist äquivalent mit der strengen stochastischen Transitivität (SST): für alle Tripel  $a, b, c \in A$  gilt

wenn  $p_{ab} \geq .5, p_{bc} \geq .5$ , dann  $p_{ac} \geq \max(p_{ab}, p_{bc})$ .

Das Modell der einfachen Skalierbarkeit garantiert eine ordinale Skalierbarkeit der Kandidaten. Lassen sich die Präferenzwahrscheinlichkeiten durch dieses Modell beschreiben, werden somit ordinale Aussagen über die Kandidaten bedeutsam. Politbarometer sollen jedoch mehr als nur ordinale Aussagen erlauben. Dies gewährleistet eine Verschärfung des Modells der einfachen Skalierbarkeit, das Fechner-Modell [Falmagne, 1985]. Nach dem Fechner-Modell lassen sich die Präferenzwahrscheinlichkeiten beschreiben durch

$$p_{ab} = F[u(a) - u(b)],$$

wobei  $u, F$  Funktionen sind,  $u: A \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $F: \mathbb{R} \rightarrow (0,1)$ , und  $F$  streng monoton steigend ist. Dieses Modell garantiert neben ordinalen Aussagen auch die Bedeutsamkeit von Differenzenaussagen. Es ist im wesentlichen äquivalent mit der Quadrupelbedingung: für alle  $a, b, c, d \in A$  gilt

$$p_{ab} \geq p_{cd} \text{ und } p_{ac} \geq p_{bd}.$$

Spezifiziert man die Funktion  $F$  des Fechner-Modells als logistische Verteilungsfunktion,  $F(x) = (1 + e^{-x})^{-1}$ , so ergibt sich schließlich das Bradley-Terry-Luce (BTL)-Modell [Luce, 1959]:

$$p_{ab} = \frac{u(a)}{u(a) + u(b)},$$

wobei  $u: A \rightarrow \mathbb{R}$ . Dieses Modell macht nun exakte Vorhersagen für die einzelnen Präferenzwahrscheinlichkeiten. Es ist äquivalent mit der Multiplikationsbedingung: für alle Tripel  $a, b, c \in A$  gilt

$$p_{ab} p_{bc} p_{ca} = p_{ac} p_{cb} p_{ba}.$$

Das BTL-Modell garantiert eine Verhältnisskalierung der Kandidaten. Sowohl ordinale Aussagen als auch Aussagen über Differenzen und Verhältnisse zwischen politischen Kandidaten sind so bedeutsam. Eine derartige Repräsentation liefert somit alle Arten von Aussagen, die für ein Politbarometer als wünschenswert betrachtet werden.

Das BTL-Modell fordert eine hohe empirische Struktur für ein Attribut. Für eine ganze Reihe empirischer Situationen wurde das BTL-Modell entsprechend als zu restriktiv befunden [z. B. Luce, 1977]. Eine solche restriktive Forderung, die es mit dem Modell der einfachen Skalierbarkeit und dem Fechner-Modell gemein hat, ist die Annahme einer gewissen Art von *Kontextunabhängigkeit* der Wahlsituation. Kontextunabhängigkeit meint dabei die Annahme, daß in jede Präferenzwahrscheinlichkeit die „gesamten“ Skalenwerte der beiden Kandidaten eingehen. Alternativ ist denkbar, daß die Präferenzwahrscheinlichkeiten von „effektiven“ Skalenwerten der beiden Kandidaten abhängen. Der „effektive“ Wert ist dabei ein Teil des „gesamten“ Wertes und hängt in seiner Ausprägung vom anderen zur Auswahl stehenden Kandidaten ab: je größer die Gemeinsamkeiten der beiden Kandidaten, desto kleiner ist der effektive Wert der beiden Kandidaten. Empirische Hinweise auf eine

solche Form von Kontextabhängigkeit liefern z. B. Debreu [1960] und Tversky & Russo [1969]. Sie tritt in Wahlsituationen auf, wenn es innerhalb der Auswahlmenge Teilmengen gibt, deren Elemente in einer Weise ähnlich zueinander sind, wie sie es nicht zu anderen Elementen der Auswahlmenge sind. Die Existenz solcher ähnlicher Teilmengen ist nicht verträglich mit den obigen Modellen.

Restle [1961] und, in einer Verallgemeinerung, Tversky [1972] bieten einen theoretischen Ausweg aus kontextabhängigen Wahlsituationen: *Eliminierung-nach-Aspekten* (ENA). Jeder Kandidat aus der Auswahlmenge sei charakterisiert durch eine Menge von – nicht notwendig bekannten – Aspekten. Aspekte können dabei sowohl Merkmale als auch Ausprägungen auf bestimmten Dimensionen sein. Jedem dieser Aspekte sei ferner ein Wert zugeordnet. Das Modell nimmt nun für die Auswahl zwischen zwei Kandidaten folgenden Eliminierungsprozeß an: aus dem Aspekt-pool der beiden Kandidaten wird zufällig ein Aspekt ausgewählt, wobei die Wahrscheinlichkeit seiner Auswahl proportional zu seinem Wert ist. Ist dieser Aspekt beiden Kandidaten gemein, so trägt er nicht zu einer Entscheidung bei; gemeinsame Aspekte sind ineffektiv für die Auswahl. Wird ein Aspekt gezogen, der einen der beiden Kandidaten eindeutig spezifiziert, so wird dieser gewählt. Dieser Auswahlmechanismus führt zu der Repräsentation

$$p_{ab} = \frac{u(a-b)}{u(a-b) + u(b-a)},$$

wobei  $u(a-b)$  der Skalenwert der  $a$  spezifizierenden Aspekte ist,  $u(b-a)$  der Skalenwert der  $b$  spezifizierenden Aspekte; d. h. die  $a$  und  $b$  gemeinsamen Aspekte gehen nicht in die Auswahl ein. Der ENA zugrundeliegende Eliminierungsprozeß lässt sich direkt auf größere Auswahlmengen verallgemeinern.

ENA impliziert für Präferenzwahrscheinlichkeiten bei Paaren die moderate stochastische Transitivität (MST): für alle  $a, b, c \in A$  gilt

wenn  $p_{ab} \geq .5, p_{bc} \geq .5$ , dann  $p_{ac} \geq \min \{p_{ab}, p_{bc}\}$ .

Für größere Wahltupel impliziert ENA noch zwei weitere interessante Folgerungen. Zunächst impliziert es eine schwache Form der Nichtinteraktion, die Regularität:

$$p_{a; B} \geq p_{a; C},$$

wobei  $a \in B \subset C \subset A$  und  $p_{a; B}$  die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, mit der  $a$  aus der Menge  $B$  ausgewählt wird. Eine weitere Folgerung ist die multiplikative Ungleichung, die binäre und trinäre Präferenzwahrscheinlichkeiten in Beziehung bringt:

$$p_{a; bc} \geq p_{a; b} p_{a; c},$$

wobei  $a, b, c \in A$  und  $p_{a; bc}$  die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, mit der  $a$  aus der Menge  $\{a, b, c\}$  ausgewählt wird. Diesen Folgerungen kommt bei ENA große praktische Bedeutung zu, da im allgemeinen die Anzahl der Modellparameter die Parameteranzahl zur statistischen Beschreibung der Präferenzwahrscheinlichkeiten übersteigt, und die Modellparameter so nicht eindeutig geschätzt werden können. Einen Ausweg bilden *a priori* Restriktionen auf gemeinsamen Aspekten [z. B. Rumelhart & Greeno, 1965]. Dieser Weg ist oftmals jedoch nur schwer realisierbar. Eine alternative Lösung des Parameterproblems bieten Tversky & Sattath [1979].

ENA fordert keinerlei Struktur auf den Aspekten der Elemente von  $A$ . Durch Postulierung einer hinreichend starken Struktur auf den Aspekten kann die Anzahl der Parameter erheblich reduziert werden. Als Strukturforderung wird die sog. *Einschlußregel* gewählt. Sie fordert, daß für alle  $a, b, c \in A$  gilt

*entweder  $a' \cap b' \supset a' \cap c'$ , oder  $a' \cap c' \supset a' \cap b'$ ,*

wobei  $a'$  die Aspekte von  $a$  bezeichnet. Die Einschlußregel ist äquivalent mit der Forderung einer *Baumstruktur* auf der Menge der Aspekte. Sie reduziert die Anzahl der Parameter ausreichend stark auf  $2n - 2$ . Unter Berücksichtigung der Baumstruktur leiten sich die Repräsentationen der Präferenzwahrscheinlichkeiten ganz analog ab wie bei ENA.

Ein Präferenzbaum ist ein Spezialfall von ENA. Das BTL-Modell andererseits kann als Spezialfall eines Präferenzbaums aufgefaßt werden: das BTL-Modell ist ein Baum mit nur einem Knoten, ein Stern.

Insbesondere mit den drei Modellen ENA, Präferenzbäume und BTL als methodisches Werkzeug soll nun geprüft werden, ob eine Repräsentation der Präferenzen zwischen politischen Kandidaten gefunden werden kann, die neben ordinalen Aussagen auch Differenzenaussagen und Verhältnisaussagen über die Kandidaten erlaubt. Alle drei Modelle gewährleisten eine Verhältnisskalierbarkeit der Objekte. [Für weitere interessante Wahlmodelle vgl. Suppes et al., 1989.]

## Methode

### 1. Design der Erhebungen und Durchführung

Es wurden drei Mengen von politischen Kandidaten ausgewählt: Die erste Menge bestand aus den nationalen politischen Kandidaten Genscher (FDP, Außenminister), Kohl (CDU, Bundeskanzler und Parteivorsitzender), Lafontaine (SPD, Kanzlerkandidat und Ministerpräsident des Saarlandes), Schily (SPD), Schönhuber (Die Republikaner, Parteivorsitzender) und Vogel (SPD, Parteivorsitzender). Die zweite Menge bestand aus den internationalen Kandidaten Bush (USA, Präsident), Gorbatschow (UdSSR, Generalsekretär), Kohl (BRD, Bundeskanzler), Mitterand (Frankreich, Präsident), Modrow (DDR, Ministerpräsident) und Thatcher (Großbritannien, Premierministerin). Die dritte Menge bestand aus den nationalen Kandidaten Genscher (FDP), Kohl (CDU), Lafontaine (SPD), Späth (CDU, Ministerpräsident von Baden-Württemberg), Süßmuth (CDU, Bundestagspräsidentin) und Vogel (SPD).

Es wurden ferner drei Attribute für die drei Mengen von politischen Kandidaten ausgewählt: für die erste Menge das Attribut 'Eignung als Bundeskanzler', für die zweite Menge das Attribut 'Größe als Staatsmann' und für die dritte Menge das Attribut 'Kompetenz als Politiker'.

Aus jeder Menge von politischen Kandidaten wurden alle Kandidatenpaare Personen zur Befragung vorgegeben. Bei der ersten Menge wurden die Personen gefragt, welchen der beiden Kandidaten sie für das Amt des Bundeskanzlers für geeigneter halten. Bei der zweiten Menge wurden die Personen gefragt, welchen der beiden

Kandidaten sie für den größeren Staatsmann halten. Und bei der dritten Menge wurden sie gefragt, welchen der beiden Kandidaten sie für den kompetenteren Politiker halten.

Vor Beginn der jeweiligen Befragung wurden den Personen zunächst alle Namen der Kandidaten vorgelesen und sie gefragt, ob sie alle diese Politiker kennen würden. Falls dies zutraf wurden den Personen nacheinander alle Paare von Kandidaten vorgelesen. Sie sollten stets nur angeben, welchen von beiden sie gemäß dem jeweiligen Attribut präferieren würden. Für jede der drei Mengen von politischen Kandidaten wurden drei unterschiedliche Zufallsreihenfolgen der Paare gebildet, wobei in jeder der drei Reihenfolgen zufällig variierte, welcher Kandidat eines Paares zuerst genannt wurde.

Für das Attribut 'Kompetenz als Politiker' wurden zudem Tripeldata erhoben. D. h. den befragten Personen wurden zu den Paaren noch Tripel von Kandidaten vorgegeben mit dem Hinweis, den Kandidaten aus den dreien auszuwählen, den sie für den kompetentesten der drei halten würden. Hierfür wurden zufällig acht Tripel aus den möglichen 20 ausgewählt. Zugunsten einer möglichst sorgfältigen Datenerhebung wurde trotz des resultierenden Informationsverlustes auf die Darbietung aller Tripel verzichtet. Man kann Personen, die den methodischen Sinn eines Paarvergleichs oder Tripelvergleichs nicht kennen, nur sehr begrenzt über Präferenzen zwischen Kandidatentupeln befragen. Ihre Konzentration und Geduld für die scheinbar schikanöse Art der Befragung ist schnell erschöpft.

Alle drei Erhebungen fanden innerhalb der letzten beiden Wochen im Januar 1990 statt. Zu dieser Zeit spielte die Frage nach dem nächsten Bundeskanzler eine wichtige Rolle im nationalen politischen Geschehen. BRD und DDR waren noch nicht vereinigt.

## 2. Befragte Personen

Für das erste Attribut 'Eignung als Bundeskanzler' wurden 84 Personen befragt, für das zweite Attribut 'Größe als Staatsmann' und das dritte Attribut 'Kompetenz als Politiker' 74 Personen. Die befragten Personen waren jeweils zu etwa 60 % Studenten. Der restliche Teil der befragten Personen rekrutierte sich aus Personen des täglichen Lebens im Alter zwischen 18 und 67 Jahren.

## 3. Datenanalyse

In jeder der drei Mengen wurde zunächst für jedes Kandidatenpaar die Wahrscheinlichkeit geschätzt, mit der ein Kandidat dem anderen gegenüber präferiert wird. Ausgehend von den so resultierenden drei Präferenzmatrizen wurden die Daten in folgenden Schritten analysiert:

In einem ersten Schritt wurde für jede Matrix untersucht, wie gut sie die schwache stochastische Transitivität (WST) und die beiden stochastischen Transitivitäten MST und SST erfüllen. WST fordert: wenn  $p_{ab} \geq .5$ ,  $p_{bc} \geq .5$ , dann  $p_{ac} \geq .5$  [z. B. Suppes et al., 1989]. WST ist das zentrale Axiom für eine ordinale Repräsentierbarkeit der Kandidaten aus den Daten der Präferenzmatrix. Sie ist schwächer als MST und SST und fordert keine bestimmte Kompositionenregel für die Skalenzwerte. Ein echter Test für die stochastischen Transitivitäten wurde nicht durch-

geführt; bis heute kennt man keine Methode, diese stochastischen Transitivitäten statistisch zu testen [Iverson & Falmagne, 1985]. Stattdessen wurde unter Annahme perfekter Schätzungen der Präferenzwahrscheinlichkeiten jeweils die Anzahl der „Verstöße“ ausgezählt. Die Verstöße wurden anschließend auf ihre Ernsthaftigkeit hin eingeschätzt. Dieser Teil der Analyse sollte nur einen ersten Eindruck von der vorhandenen empirischen Struktur geben. Die Hoffnung war, daß stärkere und testbare Modelle die Daten anpassen.

In einem zweiten Schritt wurde geprüft, ob die Präferenzmatrizen durch das BTL-Modell beschreibbar sind. Hierfür wurden zunächst unter der Annahme der Gültigkeit des BTL-Modells die Parameter des Modells geschätzt. Dies wurde durch numerische Optimierung erreicht, wobei der Term  $-2 \ln(L_{BTL}/L_S)$  minimiert wurde (dabei steht  $L_{BTL}$  für die Likelihood-Funktion des BTL-Modells und  $L_S$  für die Likelihood-Funktion der statistischen Beschreibung der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch Binomialverteilungen; vgl. z. B. Falmagne, 1985). Der Modelltest wurde entsprechend über einen Likelihood-Verhältnis-Test durchgeführt. Die Datenanalyse wurde hier abgebrochen, falls das Modell für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von  $p = .1$  die Daten anpassen konnte.

Konnte das BTL-Modell die Daten nicht anpassen, so wurden in einem weiteren Schritt die Folgerungen aus ENA, MST (alle drei Attribute), Regularität ('Kompetenz als Politiker') und multiplikative Ungleichung ('Kompetenz als Politiker'), geprüft. Die Gültigkeit dieser Forderungen würde jeweils einen starken Hinweis auf die Beschreibbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch ENA geben. Wie bei den stochastischen Transitivitäten ist ein echter Test von Regularität und multiplikativer Ungleichung nicht bekannt. Stattdessen wurden die Quotienten  $p(a, b)/p(a; bc)$  (Regularität) und  $p(a; bc)/(p(a, b)p(a, c))$  (multiplikative Ungleichung) bestimmt und jeweils der Median errechnet. Ein Medianwert  $\geq 1$  wurde jeweils als Hinweis auf die Gültigkeit der Folgerung gewertet [Tversky & Sattath, 1979]. Die Datenanalyse wurde abgebrochen, falls die Daten drastische Verstöße gegen die Folgerungen zeigten.

Bei annehmbarer Gültigkeit der Folgerungen aus ENA wurde in einem dritten Schritt versucht, einen Präferenzbaum an die Daten anzupassen. Das direkte Finden des bestpassenden Baumes aus den Daten ist wiederum nur für den Fall perfekter Schätzungen der Präferenzwahrscheinlichkeiten möglich [Tversky & Sattath, 1979]. Stattdessen gilt es, entweder aus *a priori* Erwägungen einen Baum abzuleiten oder aber aus systematischen Verstößen der Daten gegen das BTL-Modell [Tversky, 1972]. Beide Wege sollten beschritten werden. Parameterschätzungen und Modelltest erfolgten analog zum BTL-Modell.

Weitere Versuche der Datenanalyse waren nicht vorgesehen.

## Ergebnisse

### Attribut 'Eignung als Bundeskanzler'

Tabelle I zeigt für die politischen Kandidaten Kohl, Genscher, Lafontaine, Vogel, Schily und Schönhuber die geschätzten Präferenzwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Paare. Jede Zelle  $p_{ab}$  gibt die geschätzte Wahrscheinlichkeit an, mit der Kan-

didat  $a$  gegenüber Kandidat  $b$  als geeigneter für das Amt des Bundeskanzlers betrachtet wurde.

Aus Tabelle I lassen sich unter Berücksichtigung der Anzahl der befragten Personen ( $N = 84$ ) die Häufigkeiten bestimmen, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde. Dabei zeigt sich, daß bei insgesamt 420 möglichen Präferenzen Lafontaine 307 mal, Genscher 288 mal, Vogel 231 mal, Schily 228 mal, Kohl 182 mal und Schönhuber 24 mal präferiert wurden. Obwohl diese Häufigkeiten eine entsprechende Rangordnung der Kandidaten suggerieren, ist mit diesen Daten eine ordinale Repräsentierbarkeit der Kandidaten nicht gewährleistet. Die ordinale Repräsentierbarkeit der Kandidaten hängt von der Erfülltheit von WST ab. Bei Erfülltheit von WST können die Zeilen und Spalten einer Präferenzmatrix so transformiert werden, daß – bei angenommenen perfekten Schätzungen – in der oberen Diagonalmatrix alle Werte  $\geq .5$  sind. Tabelle I zeigt, daß dies hier zutrifft. Dies weist auf eine ordinale Repräsentierbarkeit der Kandidaten hin. Die Rangordnung der Kandidaten stimmt dabei mit der Rangordnung der Häufigkeiten, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde, im wesentlichen überein. Allein die Positionen von Vogel und Schily sind vertauscht. Beide unterscheiden sich jeweils jedoch nur unbedeutend voneinander.

MST und SST sind strengere stochastische Transitivitäten als WST. Eine direkte Prüfung von MST zeigt keinerlei „Verstöße“. Für SST ergeben sich sieben „Verstöße“. Diese fallen jedoch alle sehr gering aus (alle  $< .1$ ). Diese Ergebnisse legen eine Repräsentierbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das Modell der einfachen Skalierbarkeit nahe.

Tab. I. Geschätzte Präferenzwahrscheinlichkeiten für die politischen Kandidaten der ersten Menge für das Attribut 'Eignung als Bundeskanzler'

$N = 84$	Lafontaine	Genscher	Schily	Vogel	Kohl	Schönhuber
Lafontaine	–	.560	.726	.702	.690	.976
Genscher	.440	–	.690	.595	.750	.952
Schily	.274	.310	–	.548	.667	.917
Vogel	.298	.405	.452	–	.655	.940
Kohl	.310	.250	.333	.345	–	.929
Schönhuber	.024	.048	.083	.060	.071	–

Die Beschreibbarkeit der Präferenzmatrix durch das BTL-Modell wurde geprüft. Dazu wurden zunächst die Parameter des Modells geschätzt. Mit diesen Schätzungen ergab der Modelltest den Wert  $\chi^2 (10) = 9.730$  ( $p > .4$ ). Dieser Wert spiegelt eine gute Anpassung des Modells an die Daten wider. Die Annahme einer BTL-Repräsentierbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten kann somit aufrechterhalten werden. Abbildung 1 zeigt die Parameterschätzungen. Eine BTL-Skala ist theoretisch eine Verhältnisskala. Für einen Kandidaten läßt sich somit der Skalenwert frei fixieren. Kohl wurde der Wert 1 zugeordnet.

Die Anpassung schwächerer Modelle an die Präferenzwahrscheinlichkeiten, wie etwa ENA-Modelle oder Präferenzbaum-Modelle, wurde wegen der guten BTL-Repräsentierbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten unterlassen.

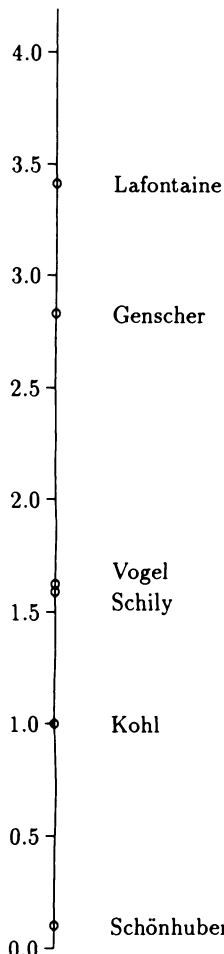


Abb. 1. BTL-Parameterschätzungen für die politischen Kandidaten der ersten Menge für das Attribut 'Eignung als Bundeskanzler' (die Skala ist an Kohl mit 1 normiert)

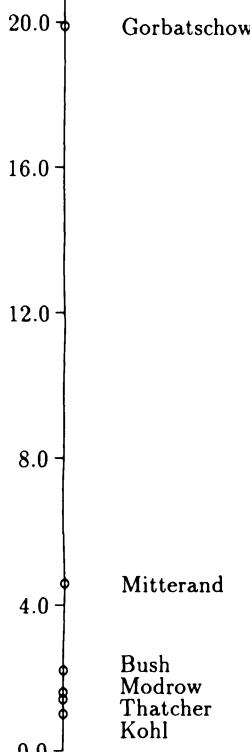


Abb. 2. BTL-Parameterschätzungen für die politischen Kandidaten der zweiten Menge für das Attribut 'Größe als Staatsmann' (die Skala ist an Kohl mit 1 normiert)

#### Attribut 'Größe als Staatsmann'

Tabelle II zeigt für die politischen Kandidaten Kohl, Bush, Gorbatschow, Mitterrand, Thatcher und Modrow die geschätzten Präferenzwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Paare. Jede Zelle  $p_{ab}$  gibt die geschätzte Wahrscheinlichkeit an, mit der Kandidat  $a$  als größerer Staatsmann betrachtet wurde als Kandidat  $b$ .

Aus Tabelle II lassen sich unter Berücksichtigung der Anzahl der befragten Personen ( $N = 74$ ) wiederum die Häufigkeiten bestimmen, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde. Dabei zeigt sich, daß bei insgesamt 370 möglichen Präferenzen Gorbatschow 343 mal, Mitterand 236 mal, Bush 167 mal, Modrow 142 mal, Thatcher 125 mal und Kohl 97 mal präferiert wurden.

Die Zeilen und Spalten der Präferenzmatrix lassen sich so transformieren, daß die Zellen der oberen Diagonalmatrix alle  $\geq .5$  sind. Dies weist auf die Erfülltheit von WST hin. Die Kandidaten lassen sich in bezug auf das Attribut somit ordinal repräsentieren. Die resultierende Rangordnung stimmt mit der der Häufigkeiten überein, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde.

Die direkte Prüfung von MST und SST ergibt keinerlei „Verstöße“ gegen MST und zwei „Verstöße“ gegen SST. Die beiden Verstöße sind jedoch sehr gering ( $< .015$ ). Die Prüfung der stochastischen Transitivitäten legt somit eine Beschreibbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das Modell der einfachen Skalierbarkeit nahe.

Tab. II. Geschätzte Präferenzwahrscheinlichkeiten für die politischen Kandidaten der zweiten Menge für das Attribut 'Größe als Staatsmann'

N = 74	Gorbatschow	Mitterand	Bush	Modrow	Thatcher	Kohl
Gorbatschow	—	.905	.905	.946	.946	.932
Mitterand	.095	—	.716	.770	.770	.838
Bush	.095	.284	—	.541	.622	.716
Modrow	.054	.230	.459	—	.554	.622
Thatcher	.054	.230	.378	.446	—	.581
Kohl	.068	.162	.284	.378	.419	—

Es wurde geprüft, ob sich die Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das BTL-Modell beschreiben lassen. Unter der Annahme des BTL-Modells wurden Parameterschätzungen und ein Modelltest durchgeführt. Der Modelltest ergab  $\chi^2(10) = 8.202$  ( $p > .6$ ). Dieser Wert spiegelt eine sehr gute Anpassung des Modells an die Daten wider. Abbildung 2 zeigt die Parameterschätzungen. Der Skalenwert für Kohl wurde wiederum auf 1 normiert.

Die Anpassung schwächerer Modelle wurden unterlassen.

### *Attribut 'Kompetenz als Politiker'*

Tabelle III zeigt für die Kandidaten Kohl, Genscher, Lafontaine, Vogel, Süßmuth und Späth die geschätzten Präferenzwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Paare. Jede Zelle  $p_{ab}$  gibt die geschätzte Wahrscheinlichkeit dafür an, mit der Kandidat  $a$  als kompetenterer Politiker betrachtet wurde als Kandidat  $b$ .

Aus Tabelle III werden unter Berücksichtigung der Anzahl der befragten Personen ( $N = 74$ ) die Häufigkeiten bestimmt, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde. Bei insgesamt 370 möglichen Präferenzen ergeben sich für Lafontaine 270 Bevorzugungen, für Genscher 253, für Süßmuth 199, für Vogel 168, für Späth 142 und für Kohl 78.

Wie auch bei den anderen beiden Attributen lassen sich die Zeilen und Spalten der Präferenzmatrix so transformieren, daß die Zellen der oberen Diagonalmatrix alle  $> .5$  sind. Damit kann WST als erfüllt betrachtet werden. Die Kandidaten können

so ordinal repräsentiert werden. Die Rangordnung der Kandidaten stimmt dabei mit den Häufigkeiten, mit der jeder einzelne Kandidat gegenüber den anderen bevorzugt wurde, überein.

Die direkte Prüfung der beiden stochastischen Transitivitäten MST und SST ergibt einen „Verstoß“ gegen MST und sechs „Verstöße“ gegen SST. Die Verstöße sind allesamt  $<.1$ . Die Daten legen somit eine Beschreibbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das Modell der einfachen Skalierbarkeit nahe.

Tab. III. Geschätzte Präferenzwahrscheinlichkeiten für die politischen Kandidaten der dritten Menge für das Attribut 'Kompetenz als Politiker'

N = 74	Lafontaine	Genscher	Süßmuth	Vogel	Späth	Kohl
Lafontaine	—	.581	.649	.811	.838	.770
Genscher	.419	—	.662	.703	.770	.865
Süßmuth	.351	.338	—	.554	.689	.757
Vogel	.189	.297	.446	—	.581	.757
Späth	.162	.230	.311	.419	—	.797
Kohl	.230	.135	.243	.243	.203	—

Die BTL-Beschreibbarkeit der Präferenzmatrix wurde geprüft. Parameterschätzungen und Modelltest wurden durchgeführt. Der Modelltest zeigt eine schlechtere Anpassung des Modells an die Daten als bei den anderen beiden Attributen,  $\chi^2(10) = 19.072$  ( $p > .05$ ). Dieser Wert fällt über die durch  $p = .1$  gesetzte Schranke. Obwohl die Abweichung nur relativ gering ist ( $p > .01$ ), wird dieser Befund als Verstoß gegen das BTL-Modell gewertet. Damit gilt es, nach schwächeren Modellen zu suchen, welche die Präferenzwahrscheinlichkeiten beschreiben können.

Zunächst wurde die Beschreibbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten durch das ENA-Modell geprüft. Hierzu wurde unter Hinzunahme der Tripelvergleiche die Erfülltheit von Regularität und multiplikativer Ungleichung in den Daten geprüft. Die Quotienten  $p(a, b)/p(a; bc)$  (Regularität) und  $p(a; bc)/(p(a, b)p(a, c))$  (multiplikative Ungleichung) wurden bestimmt und jeweils der Median errechnet. Die errechneten Mediane von 1.51 (Interquartile 1.24 – 1.89) für Regularität und 1.22 (Interquartile 1.01 – 1.82) für multiplikative Ungleichung weisen zusammen mit den Befunden zur MST auf eine ENA-Repräsentierbarkeit der Präferenzen hin.

Somit wurde versucht, einen Präferenzbaum an die Daten anzupassen. Auch hierfür wurden neben den Paardaten zusätzlich die Tripeldaten verwendet: erst Tripel-daten gewährleisten die Eindeutigkeit eines Baumes [Tversky & Sattath, 1979]. Zunächst wurde ein Parteienbaum an die Daten angepaßt. Dabei wurde ein Baum mit drei Ästen postuliert, ein CDU-Ast (Kohl, Späth, Süßmuth), ein SPD-Ast (Lafontaine, Vogel) und ein FDP-„Ast“ (Genscher). Für die beiden Parteien-Äste und die sechs Kandidaten wurden die Aspektparameter geschätzt. Der Modelltest zeigt keine gute Anpassung des Modells an die Daten ( $\chi^2(24) = 39.364$ ;  $p < .05$ ). Es wurden noch einige weitere *a priori* Bäume postuliert und angepaßt, jedoch ohne besseren Erfolg.

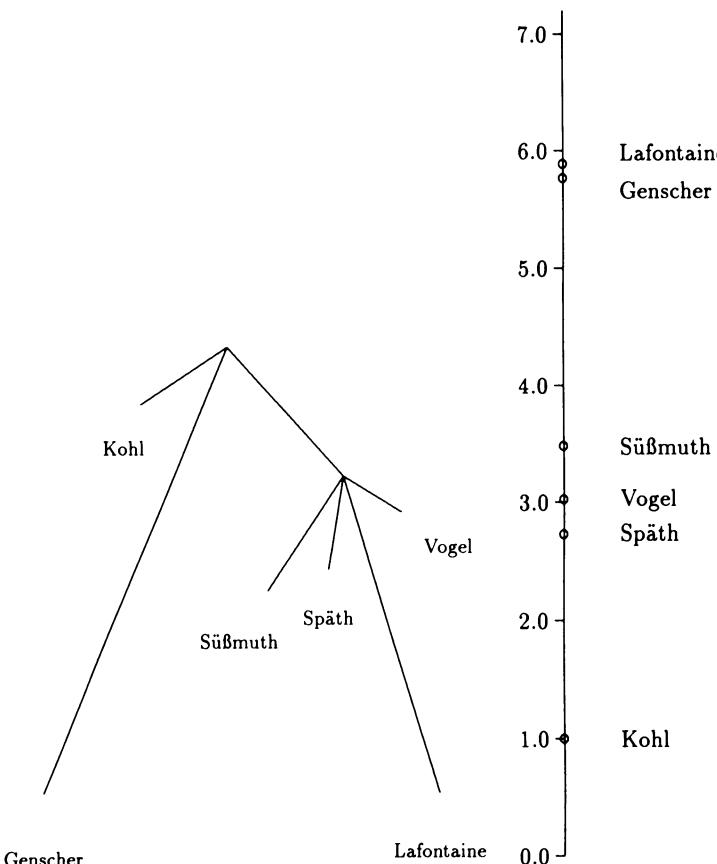


Abb. 3. Aspektparameterschätzungen eines Präferenzenbaums für die politischen Kandidaten der dritten Menge für das Attribut 'Kompetenz als Politiker' (die Skala ist an Kohl mit 1 normiert)

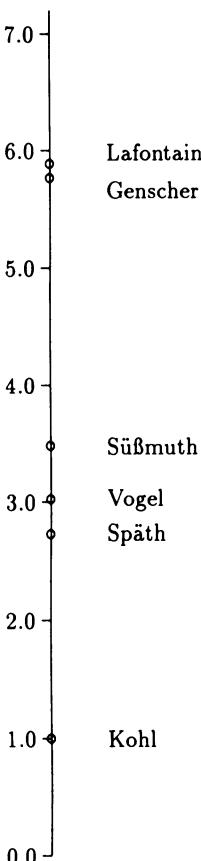


Abb. 4. Personenparameterschätzungen aus dem Präferenzenbaum (vgl. Abb. 3) für die politischen Kandidaten der dritten Menge für das Attribut 'Kompetenz als Politiker' (die Skala ist an Kohl mit 1 normiert)

Aus den Verstößen gegen das BTL-Modell wurde versucht, Informationen über einen bestpassenden Baum abzuleiten. Dabei schienen die Daten folgenden 10-parametrischen Baum nahezulegen: neben den sechs Kandidatenästen weitere Aspektparameters für (Kohl, Genscher), (Süßmuth, Späth), (Lafontaine, Vogel) und (Süßmuth, Späth, Lafontaine, Vogel). Für diesen Baum wurden die Aspektparameters geschätzt und ein Modelltest durchgeführt. Der Modelltest zeigt eine gute Anpassung,  $\chi^2 (22) = 30.098$  ( $p > .1$ ). Die Parameterschätzungen legten jedoch eine Vereinfachung der Baumstruktur nahe. Die Aspektparameters von (Kohl, Genscher), (Süßmuth, Späth) und (Vogel, Lafontaine) lagen nahe bei 0. Entsprechend wurde ein restriktiverer Baum an die Daten angepaßt mit nur einem „nicht-BTL“-Ast, der die gemeinsamen Aspekte von (Vogel, Lafontaine, Süßmuth, Späth) spezifizierte. Der Modelltest zeigt eine gute Anpassung,  $\chi^2 (25) = 31.633$  ( $p > .15$ ). Abbildung 3

zeigt den gefundenen Baum. Die Länge der Kanten des Baums reflektiert dabei deren Wert in bezug auf die Präferenzen. Ein direkter Vergleich dieses Präferenzbaums mit dem BTL-Modell für binäre und trinäre Daten zeigt die Relevanz des einzigen Ähnlichkeitsparameters für die Beschreibbarkeit der Daten ( $\chi^2 (1) = 20.680$ ,  $p < .001$ ), und so die bessere Anpassung des Präferenzbaums gegenüber dem BTL-Modell. Gleiches gilt bei Verwendung allein binärer Daten: Der Baum paßt die Daten an ( $\chi^2 (9) = 12.877$ ,  $p > .15$ ) und zeigt sich dabei dem BTL-Modell überlegen ( $\chi^2 (1) = 6.195$ ,  $p < .02$ ).

Abbildung 4 zeigt die aus dem Präferenzbaum bestimmbarer Kandidatenparameter, die sich für jeden Kandidaten aus der Summe der einzelnen Aspektparameter eines Kandidaten ergeben.

## Diskussion

Die vorliegende Untersuchung hatte zum Ziel, auszuloten, welche empirischen Strukturen Attributen von politischen Kandidaten zugrundeliegen. Motiviert durch das allgemeine Interesse an sog. Politbarometern, aus denen nicht nur ordinale, sondern auch Differenzen- und Verhältnissaussagen abgeleitet werden können, sollte die Möglichkeit geprüft werden, fundierte Politbarometer zu konstruieren. Zu diesem Zweck wurden drei Mengen von Politikern und drei Attribute ausgewählt und eine Reihe von Personen nach ihren Präferenzen befragt. Als methodisches Werkzeug wurden probabilistische Wahlmodelle verwendet.

Die Ergebnisse der statistischen Analysen zeigen für alle drei Attribute hohe empirische Strukturen, aus denen sich interessante Skalierungen ableiten lassen. Die Datensätze zweier Attribute ('Eignung als Bundeskanzler', 'Größe als Staatsmann') erweisen sich dabei als BTL-repräsentierbar, der dritte Datensatz ('Kompetenz als Politiker') als durch eine sehr einfache Baumstruktur repräsentierbar, die nur einen Parameter mehr benötigt als eine BTL-Repräsentation. Aus all diesen Repräsentationen leiten sich theoretisch Verhältnisskalen ab. Für alle drei Attribute läßt sich so eine Skalierung der Kandidaten erreichen, die alle Eigenschaften besitzt, die für Politbarometer als wünschenswert betrachtet werden.

Die theoretische Beschreibung der Datensätze der drei Attribute unterscheidet sich allein durch die Kontextabhängigkeit der Wahlsituation. Während für die beiden Attribute 'Eignung als Bundeskanzler' und 'Größe als Staatsmann' keine ähnlichen Teilmengen von Kandidaten angenommen werden müssen, gilt es, eine – einzige – solche beim Attribut 'Kompetenz als Politiker' anzunehmen. Dieser Unterschied im Grad der Kontextabhängigkeit ist nicht sehr überraschend. Die Frage nach der allgemeinen Kompetenz eines Kandidaten mag mehr Aspekte dieses Politikers in die Bewertung einbringen als etwa ein konkreteres Attribut wie 'Eignung als Bundeskanzler', so daß die Wahrscheinlichkeit gemeinsamer Aspekte zwischen Kandidaten im letzteren Fall von vornherein geringer sein sollte. Diese Vermutung läßt sich empirisch erhärten. Die beiden Kandidatenmengen für die Attribute 'Eignung als Bundeskanzler' und 'Kompetenz als Politiker' beinhalten vier identische Kandidaten: Genscher, Kohl, Lafontaine und Vogel. Prüft man die BTL-Repräsentierbarkeit der Präferenzen zwischen diesen vier Kandidaten für die beiden Attribute, so ergibt sich ein analoges Bild wie für die jeweils vollständigen sechselementigen Kan-

didatenmengen: für das Attribut 'Eignung als Bundeskanzler' ergibt sich eine gute Anpassung ( $\chi^2 (3) = 3.676$ ,  $p > .30$ ), nicht jedoch für das Attribut 'Kompetenz als Politiker' ( $\chi^2 (3) = 9.058$ ,  $p < .05$ ). Dies deutet auf einen Einfluß des Attributs hin, wie er oben angenommen wurde. Die Auswahl internationaler Kandidaten beim Attribut 'Größe als Staatsmann' mag einen ähnlichen Effekt haben. Obwohl das Attribut selbst kaum konkreter sein dürfte als das Attribut 'Kompetenz als Politiker', mag der unterschiedliche Wirkungskreis dieser Kandidaten die Menge der gemeinsamen Aspekte zwischen den Kandidaten reduzieren.

Trotz der hier gefundenen BTL-Präsentierbarkeit der Präferenzwahrscheinlichkeiten für zwei der drei Attribute wird man im allgemeinen nicht unbedingt mit einer BTL-Skalierbarkeit politischer Attribute rechnen können. Auch bei Verwendung von Aspekten einschränkenden konkreteren Attributen kann eine Anreicherung der Menge der Politiker für die Auswahl relevante gemeinsame Aspekte erzeugen, die entweder das BTL-Modell nur noch sehr approximativ anpassen kann oder die eben ENA- oder Baumpräsentationen erfordern. Für die grundlegende Frage nach der Konstruktion eines Politbarometers spielt dieser Punkt jedoch keine Rolle. Die vorliegenden Befunde ermuntern zu der Haltung, daß in jedem Fall interessante Skalierungen erreichbar sind. Für praktische Fragen ist obiger Punkt vermutlich eher von Bedeutung. Sollten die gemeinsamen Aspekte ein gewisses Maß überschreiten, so kann die Konstruktion eines Präferenzbaums oder eines ENA-Modells leicht schwierig werden. Hier wäre man wohl auf zusätzliche Informationen über Ähnlichkeiten oder aber begründete *a priori*-Überlegungen angewiesen. Andererseits zeigen die Ergebnisse, daß man sich gegen dieses Problem bis zu einem gewissen Grad durch Verwendung möglichst konkreter Attribute schützen kann. Darin ist keine wirkliche Einschränkung der hier verwendeten Konstruktionsmethode zu sehen, zumal die konkreteren Attribute im allgemeinen zudem die interessanteren Informationen beinhalten. Hinzu kommt, daß die Verwendung konkreterer Attribute zu einfacheren Fragen führen dürfte, die wiederum reliablere Daten gewährleisten sollten. Das Finden hoher empirischer Strukturen für die untersuchten Attribute bestätigt die von Meinungsforschern implizit vertretene Position, daß interessante Politbarometer konstruierbar sind. Es rechtfertigt jedoch nicht das übliche pragmatische Vorgehen der Meinungsforscher bei der Konstruktion derselben (vgl. oben). Es ist nämlich in keiner Weise garantiert, daß die dabei erhaltenen Zahlenzuordnungen die vorhandene Struktur repräsentieren.

Hier wurden keine Personengruppen befragt, die für die Population der Bundesbürger repräsentativ sein sollten. Die Abweichung in der Repräsentativität dürfte sich dabei vor allem im hohen Studentenanteil in der befragten Personengruppe auswirken (etwa 60 %). Dies sollte wohl zu größeren Präferenzen von Politikern wie etwa Lafontaine oder Schily führen und zu geringeren Präferenzen von Politikern wie etwa Kohl oder Späth. Geht man von derartigen „Verzerrungen“ in den Präferenzen aus, so geben die erhaltenen Skalen recht gut die allgemeine politische Stimmung im Januar 1990 wieder. Auch in den Umfragen von Emnid oder der Forschungsgruppe Wahlen ergaben sich etwa für Genscher höhere Werte als für die meisten anderen nationalen Politiker, für Lafontaine höhere Werte als für Kohl, und für Gorbatschow deutlich höhere Werte als für die meisten anderen Politiker. Auf ordinalem Niveau kann man diese Umfrageergebnisse entsprechend als eine gewisse Validierung der hier gefundenen Skalen auffassen.

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie ermuntern dazu, die Verallgemeinbarkeit der verwendeten Konstruktionsmethode auf größere Stichproben zu prüfen, die zudem der Forderung der Repräsentativität genügen. Bei Verwendung hinreichend konkreter Attribute könnten dabei in einfacher Weise fundierte Politbarometer konstruierbar sein.

## Literatur

- Debreu, G.: Review of R.D. Luce, Individual choice behavior: A theoretical analysis. *American Economic Review*, 50 (1960) 186 – 188.
- Falmagne, J.-C.: Elements of psychophysical theory. New York: Oxford University Press 1985.
- Iverson, G. & Falmagne, J.-C.: Statistical issues in measurement. *Mathematical social sciences*, 10 (1985) 131 – 153.
- Krantz, D.H.: The scaling of small and large color differences. Unpublished doctoral dissertation. University of Pennsylvania, Philadelphia 1964.
- Krantz, D.H., Luce, R.D., Suppes, P. & Tversky, A.: Foundations of measurement, Vol. 1. San Diego: Academic Press 1971.
- Luce, R.D.: Individual choice behavior: A theoretical analysis. New York: Wiley 1959.
- Luce, R.D.: The choice axiom after twenty years. *Journal of Mathematical Psychology*, 15, 1977, 215 – 233.
- Restle, F.: Psychology of judgement and choice. New York: Wiley 1961.
- Rumelhart, D.L. & Greeno, J.G.: Similarity between stimuli: An experimental test of the Luce and Restle choice models. *Journal of Mathematical Psychology*, 8 (1965) 370 – 381.
- Suppes, P., Krantz, D.H., Luce, R.D. & Tversky, A.: Foundations of measurement, Vol. 2. San Diego: Academic Press 1989.
- Tversky, A.: Elimination by aspects: A theory of choice. *Psychological Review*, 79 (1972) 281 – 299.
- Tversky, A. & Russo, J.E.: Substitutability and similarity in binary choices. *Journal of Mathematical Psychology*, 6 (1969) 1 – 12.
- Tversky, A. & Sattath, S.: Preference trees. *Psychological Review*, 86 (1979) 542 – 573.