

Parteien, Kandidaten und politische Streitfragen bei der Bundestagswahl 1980: Möglichkeiten und Grenzen der Normal-Vote-Analyse

Jürgen W. Falter

Freie Universität Berlin, Zentralinstitut für sozialwissenschaftliche Forschung

Hans Rattinger

Universität Bamberg, Lehrstuhl für Politikwissenschaft II

„Jede größere politische Partei verfügt über einen festen Wählerstamm. Darunter ist die Gruppe von Wählern zu verstehen, die bei Wahlen unter normalen Umständen stets derselben Partei ihre Stimme gibt. Nur in einer anomalen Situation verläßt ein Teil dieses Wählerstamms ‚seine‘ Partei.“

„Eine exakte Bestimmung des Wählerstammes der Parteien ist nicht leicht durchführbar; sie wird immer auf Hypothesen beruhen müssen. Zunächst kann angenommen werden, daß der Wählerstamm einer Partei sich in der Anzahl der Stimmen ausdrückt, die diese Partei bei gewöhnlichen, nicht von außerordentlichen Umständen begleiteten Wahlen erhält.“¹

1. Einführung

1.1. Vorbemerkung

„Unserer Auffassung nach läßt sich das Wählen am besten als ein Prozeß von Wechselwirkungen zwischen den Wählern und den Kandidaten ansehen, ein Prozeß, der durch Partei- und Gruppenbindungen, durch den politischen Tagesstreit, durch soziale und wirtschaftliche Umstände und durch eine Reihe von anderen Faktoren des politischen Raums beeinflusst wird.“²

Die empirische Wahlforschung hat es sich zur Aufgabe gesetzt, dieses Geflecht von unabhängigen, intervenierenden und abhängigen Variablen, von länger- und kürzerfristigen Einflüssen, von individuellen Motivationen und kollektiven Tendenzen zu entwirren und theoretisch so zu interpretieren, daß vergangenes Wählerver-

1 Wolfgang Hirsch-Weber/Klaus Schütz, *Wähler und Gewählte*, Köln und Opladen: Westdeutscher Verlag 1957, S. 154.

2 Arthur H. Miller/Warren E. Miller, Ideology in the 1972 Election, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1976, H. 3, S. 832 (eigene Übersetzung).

halten mit Hilfe ihrer Modelle erklärt und zukünftiges Verhalten unter Zugrundelegung hypothetisch vorausgesetzter Randbedingungen und empirischer Regelmäßigkeiten vorausgesagt werden kann.

In den vergangenen zwei Jahrzehnten hat die Wahlforschung in der Tat auf diesem mühsamen Weg große Fortschritte gemacht. Allerdings sind ihre Prognosen noch immer – und das sogar möglicherweise auf Dauer – wenig treffsicher, wenn man einmal von den Projektionen der üblichen Wahlvoraussagen aufgrund der bekannten Sonntagsfrage absieht. Ihre Erklärungen jedoch gestatten uns mittlerweile Einsichten in den Prozeß des Wählens, die vor wenigen Jahren noch zu den uneinlösbar scheinenden Desiderata der Zukunft zählten.

So ist es heute zum Beispiel möglich, auf eine ganze Reihe politisch relevanter Fragen empirisch fundierte, unser Verständnis des Wahlprozesses fördernde Antworten zu geben, die sich grundlegend von den üblichen Wahltags-Spekulationen über Wählerwille und Wählerauftrag unterscheiden. Derartige Fragen beschäftigen sich mit dem *relativen Einfluß* von Kandidatenimage, Parteiorientierung und Issuepräferenzen auf das Wahlverhalten, mit regionalen, demographischen und sozialstrukturellen Besonderheiten der jeweiligen Wahl, mit Überlegungen zur Rolle der Wahlbeteiligung für das Abschneiden bestimmter politischer Parteien etc.

Auf die Bundestagswahl 1980 bezogen, die wir im folgenden näher analysieren wollen, könnten derartige Fragen lauten: Wie hätte die CDU/CSU mit einem anderen Kanzlerkandidaten als Franz Josef Strauß abgeschnitten? Welche Erfolgsaussichten hätte die SPD-FDP-Koalition ohne Helmut Schmidt gehabt? Wurden von den Parteien im Wahlkampf die „richtigen“, d.h. die für sie günstigsten Problembereiche angesprochen? Oder: Hat der bayerische Ministerpräsident der CDU nördlich des Mains tatsächlich Stimmen gekostet, die mit Hilfe eines anderen Kandidaten der Partei erhalten geblieben wären? Und wenn ja: Wie groß war der Vorsprung der sozialliberalen Koalition, der aufgrund derartiger kürzerfristig wirksamer Einflüsse zustandekam? Mit wieviel Stimmen schließlich darf die Union rechnen, wenn ihr einmal nicht mehr der politische Wind ins Gesicht weht, sondern die Wähler allein aufgrund ihrer Parteibindungen, d.h. unbeeinflusst von kürzerfristigen Erwägungen abstimmen? In etwas allgemeinerer Formulierung: Wir wollen im folgenden unter anderem untersuchen, welche spezielle Mischung von politischen, sozialen und personalen Einflüssen für den Ausgang der Bundestagswahl 1980 verantwortlich war, wie das Wahlergebnis im Falle anderer Einflußkonstellationen hätte aussehen können und welche Rolle dabei das Image der beiden Spitzenkandidaten spielte.

Wenn wir einmal von den beliebten Nachwahl-Spekulationen absehen, die häufig stärker von den politischen Vorlieben der Interpreten als von den verfügbaren Daten geprägt werden, erfolgt die empirische Analyse von Bundestagswahlen im allgemeinen unter Rückgriff auf vorangegangene Wahlen, deren Ergebnis als Ausgangspunkt für die Einschätzung des Einflusses aktueller, für die untersuchte Wahl spezifischer Faktoren benutzt wird. Derartige Vergleiche haben jedoch den Nachteil, als Basis eine möglicherweise selbst stark von einmaligen Kräftekonstellationen geprägte Wahl heranzuziehen. Einzelne Wahlen als Bezugspunkt der Analyse zu nehmen,

dürfte stets risikobehaftet sein, da wohl jede Wahl in gewisser Hinsicht einen abweichenden Fall darstellt, indem stets eine einzigartige Verbindung von Persönlichkeiten und aktuellen Problemen für einen gewissen Teil des Gesamtergebnisses verantwortlich ist³.

Was man streng genommen für derartige Vergleiche benötigte, wäre eine Art archimedischer Punkt der Analyse, der weder durch kürzerfristige Besonderheiten einer Wahl verrückt werden könnte noch durch längerfristige Veränderungen des Wahlkörpers, die man in Kauf nehmen muß, wenn man sich auf über mehrere Wahlen hinweg gemittelte Durchschnitte stützen will. Daß es angesichts der Geschichtlichkeit und damit der ständigen Veränderung des politischen Raumes solche Punkte nicht geben kann, dürfte evident sein. Dennoch erscheint es fruchtbar, auf empirischem Wege einen wenigstens mittelfristig einigermaßen festliegenden Ausgangspunkt der Analyse zu bestimmen, der es uns erlaubt, die bei jeder Wahl vorfindlichen länger wirksamen von den je spezifischen kürzerfristigen Einflußfaktoren rechnerisch zu trennen.

Wir wollen uns dabei auf das Konzept der Normalwahl, das vor allem von Converse für den amerikanischen Kontext entwickelt wurde, stützen⁴. Obwohl dieses Konzept, das gewissermaßen den Höhepunkt der klassischen Ann-Arbor-Theorie des Wählerverhaltens darstellt, in den Vereinigten Staaten in den letzten 15 Jahren zu einem der Standardinstrumente theoretisch fundierter Wahlanalyse avancierte, liegen für die Bundesrepublik Deutschland bisher unseres Wissens noch keine Übertragungsversuche vor. Wir betreten damit wissenschaftliches Neuland mit all den Risiken, die jede *terra incognita* für den Eindringling bereit hält. Aus diesem Grunde gilt es, im folgenden besonders sorgfältig die Implikationen des Normal-Vote-Konzepts herauszuarbeiten und zu überprüfen, ob die Voraussetzungen für seine Anwendung auf das politische System der Bundesrepublik überhaupt gegeben sind. Indem wir dies aufgrund der uns vorliegenden empirischen Evidenz vorsichtig bejahen, schaffen wir eine Grundlage für die weitere Analyse, in der wir uns mit einigen der einleitend angesprochenen Fragestellungen beschäftigen wollen. In Teil 2 sollen dabei für die methodisch Interessierten die Berechnungsverfahren und Operationalisierungsprobleme des Normal-Vote-Konzepts eingehend dargestellt und erläutert werden.

1.2. Theoretische Grundlagen des Normalwahl-Konzepts

Schon Lazarsfeld und seine Mitarbeiter stellten in ihrer bahnbrechenden Studie über die amerikanischen Präsidentschaftswahlen von 1940 in Erie County fest, daß entgegen ihren (eher an einem rationalen Verhaltensmodell orientierten) Er-

3 Vgl.⁸ Bruce A. Campbell, Change in the Southern Electorate, in: *American Journal of Political Science*, 21. Jg. 1977, H. 1, S. 53.

4 Vgl. Philip E. Converse, The Concept of a Normal Vote, in: Angus Campbell/Philip E. Converse/Warren E. Miller/Donald E. Stokes, *Elections and the Political Order*, New York, Wiley 1966, S. 9–39.

wartungen bei der überwältigenden Mehrheit ihrer Befragten die Entscheidung zugunsten einer bestimmten Partei oder eines Kandidaten nicht erst in einem Prozeß der allmählichen Abwägung während des Wahlkampfes, als die politischen Alternativen offenlagen, sondern bereits lange Zeit davor gefallen war: 50 Prozent der Befragten wußten schon ein halbes Jahr vor dem Wahltag, d.h. zu einem Zeitpunkt, als die Präsidentschaftskandidaten der Demokraten und der Republikaner noch gar nicht feststanden, für welche Partei sie stimmen würden *und* änderten ihre Entscheidung dann bis zur Wahl nicht mehr. Ein weiteres Viertel legte sich fest, als die Spitzenkandidaten bekannt wurden *und* behielt seine Entscheidung ebenfalls unverändert bis zum Wahltag bei. Ein knappes Fünftel nur änderte während des Befragungszeitraums der Sieben-Wellen-Umfrage seine Wahlabsicht, wobei sich überdies herausstellte, daß diejenigen, die sich dem Wahlkampf am stärksten aussetzten, auch parteipolitisch am stärksten gebunden waren⁵. Dadurch wurde der Wahlkampfeinfluß zusätzlich minimiert.

Ganz ähnliche Effekte, bis in die beobachteten Größenordnungen hinein, förderten Campbell *et al.* in ihrer Untersuchung über den amerikanischen Wähler zutage⁶. Und gleichartige Ergebnisse liegen schließlich auch für die Bundesrepublik Deutschland vor. Während Lazarsfeld und seine Mitarbeiter als kausale Basis dieser längerfristig festliegenden Wählerentscheidungen, ähnlich wie mehrere deutsche Autoren, von einer sozialstrukturellen Determination oder Ableitung des Wahlverhaltens ausgingen, führten die Forscher der Ann-Arbor-Gruppe um Angus Campbell als zentrale Kategorie der Erklärung von Wahlverhalten eine längerfristige, affektiv begründete Bindung des einzelnen an eine politische Partei ein, das bekannte Konzept der Parteidentifikation⁷.

Ihrer – für den amerikanischen Kontext immer wieder gut bestätigten – Theorie zufolge, stellt das individuelle Wählerverhalten eine Resultante kürzer- und längerfristiger Kräfte dar, die auf die Wähler einwirken, wobei als relativ konstanter Faktor die Parteibindung gewöhnlich den stärksten Einfluß ausübt⁸. Kürzerfristige Faktoren, die praktisch von Wahl zu Wahl wechseln, sind die jeweils aufkommenden politischen Streitfragen und natürlich die Spitzenkandidaten der Parteien, die ja gewöhnlich nur für ein oder zwei Wahlperioden zur Verfügung stehen. Aufgrund ihres Einflusses ist es möglich, daß sich die Wähler vorübergehend, von ihrer länger-

5 Vgl. Paul Lazarsfeld/Bernard Berelson/Hazel Gaudet, *The People's Choice*, New York: Columbia University Press 1944, S. 71, 94 f.

6 Vgl. hierzu Angus Campbell/Philip E. Converse/Warren E. Miller/Donald E. Stokes, *The American Voter*, New York: Wiley 1960.

7 Vgl. hierzu Lazarsfeld/Berelson/Gaudet, *Choice* (Anm. 5), S. 25 ff., 174; Bernard Berelson/Paul F. Lazarsfeld/William N. McPhee, *Voting*, Chicago: University of Chicago Press 1954, S. 54 ff., 125 f.; Klaus Liepelt, Wählerbewegungen in der Bundesrepublik, in: Klaus Liepelt/Alexander Mitscherlich (Hrsg.), *Thesen zur Wählerfluktuation*, Frankfurt a.M.: Europäische Verlagsanstalt 1968, S. 13 ff.; Manfred Berger/Wolfgang G. Gibowski/Dieter Roth/Wolfgang Schulte, die Bundestagswahl 1976, in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 8. Jg. 1977, H. 2, S. 229 ff.

8 Vgl. Arthur H. Miller, Partisanship Reinstated?, in: *British Journal of Political Science*, 8. Jg. 1978, H. 2, S. 129–152; Bruce A. Campbell, *The American Electorate: Attitude and Action*, New York: Holt, Rinehart und Winston 1979, S. 264.

fristigen Parteibindung abweichend, für den Kandidaten der Gegenpartei entscheiden. Verschwinden diese kürzerfristig die Gegenpartei (im Sinne der Parteiidentifikationen) begünstigenden Einflüsse wieder, pflegen die amerikanischen Wähler weit überwiegend zu der Partei zurückzukehren, der sie sich affektiv verbunden fühlen.

Diese Überlegungen lassen sich von der Ebene des einzelnen Wählers auf die des politischen Gesamtsystems transponieren. Das Ergebnis einer einzelnen Wahl läßt sich dann analog aus dem je spezifischen Zusammenwirken von kürzer- und längerfristigen Faktoren erklären. Bestimmte Umstände begünstigen oder benachteiligen die sich um die politische Macht bewerbenden Kandidaten und Parteien immer nur vorübergehend. Dagegen ist es, wie etwa im amerikanischen Fall, durchaus möglich, daß durch die Verteilung der Parteibindungen in der Wählerschaft als dem wichtigsten längerfristigen Faktor eine Partei über Jahrzehnte hinweg eine ungünstigere Ausgangsposition aufweist als die andere. In den USA sind das die Republikaner, die auf der Ebene der Verteilung der Parteiidentifikationen im Elektorat seit der New-Deal-Ära Roosevelts eine Minderheitenposition einnehmen, was sie jedoch teilweise durch die etwas höhere Wahlbeteiligung ihrer Anhänger und geringere Abwanderungsraten im Falle kürzerfristiger Wettbewerbsvorteile der Demokraten wieder wettzumachen vermögen. Festhalten läßt sich, daß auch auf der Ebene der Gesamtwählerschaft, ähnlich wie beim individuellen Wähler, aufgrund kürzerfristig wirksamer Einflüsse vorübergehende Abweichungen von der Verteilung der Parteiidentifikationen auftreten können. Diese Abweichungen verschwinden, wenn der Einfluß der kurzfristigen Kräfte zurückgeht; die Verteilungen der Wählerstimmen und der Parteiidentifikationen nähern sich dann wieder dem „Normalzustand“ an.

Entspricht das Wahlergebnis der Verteilung der Parteiidentifikationen in der Bevölkerung, liegt „normal vote“ vor⁹. Diese Gleichverteilung kann auf zweierlei Weise zustandekommen: entweder, indem die Wähler nur aufgrund ihrer Parteiidentifikationen abstimmen, d.h. also, wenn keine kurzfristigen Einflüsse zugunsten *einer* Partei wirksam werden, oder indem sich die verschiedenen kürzerfristigen Einflüsse zugunsten der beiden Parteien so ausgleichen, daß sie keinen der beiden Spitzenkandidaten im Saldo begünstigen¹⁰. Diese Fälle von Normalwahl sind allerdings nur bei Wahlen mit geringem Stimulationscharakter, d.h. bei weniger umkämpften Wahlen mit leicht unterdurchschnittlicher Wahlbeteiligung, zu erwarten: „Je geringer die Wahlbeteiligung ..., desto größer der Anteil der Stimmen, die von Personen mit feststehenden Parteibindungen abgegeben werden, und desto enger die Annäherung zwischen den Verteilungen der Wählerstimmen und der zugrundeliegenden Parteibindungen ... Je höher die Wahlbeteiligung, um so höher der Anteil der Stimmen von Randwählern, d.h. von Personen mit relativ schwacher

9 Converse, Concept (Anm. 4); Angus Campbell, Voters and Elections: Past and Present, in: *Journal of Politics*, 26. Jg. 1964, H. 4, S. 745–757.

10 Vgl. Arthur H. Miller, Normal Vote Analysis, in: *American Journal of Political Science*, 23. Jg. 1979, H. 2, S. 407.

Parteiidentifikation, relativ geringem politischen Interesse und relativ wenig politischen Informationen.“¹¹

Falls die kurzfristigen Einflüsse einen Kandidaten besonders begünstigen, sei es, weil sein Gegenkandidat mit einem Negativimage behaftet ist oder er selbst im Saldo als deutlich lösungskompetenter als jener angesehen wird, führt dies, wie erwähnt, bei einer Reihe von Anhängern der Gegenpartei zu einer *bewußten* vorübergehenden Abweichung von ihrem „normalen“ Stimmverhalten. Am stärksten vom politischen Klima der jeweiligen Wahl tangiert werden im allgemeinen die Nichtanhänger und die schwächer Identifizierten; am geringsten lassen sich nach Ansicht von Campbell¹² – im Gegensatz zur These von Dobson und Angelo¹³ – die stark Identifizierten in ihrer Stimmabgabe beeinflussen. Allerdings bleibt auch die Parteiidentifikation selbst, trotz ihres relativ stabilen Charakters in den USA, nicht von der politischen Großwetterlage unbeeinflußt. Besonders stark sind die zu beobachtenden Fluktuationen *zwischen* den verschiedenen Identifikationskategorien *einer* Partei, ohne daß sich deswegen das Wahlverhalten zwangsläufig änderte: „Der Wechsel [in der Stärke] der Parteiidentifikationen wirkt als eine Art ‚psychologisches Sicherheitsventil‘, das es dem Wähler erlaubt, seine Wahrnehmung der Parteien, Kandidaten und Issues zu variieren, ohne sein späteres Verhalten zu ändern.“¹⁴

Zwar stehen derartige Fluktuationen der Parteiidentifikation, die in noch stärkerem Maße auch in der Bundesrepublik zu beobachten sind¹⁵, nicht im Mittelpunkt der Normal-Vote-Konzeption – sie konzentriert sich vielmehr auf die Abweichungen des Wählerverhaltens von der insgesamt als stabil angesehenen Parteiidentifikation –, doch läßt sich die Beobachtung von Dobson und Angelo, die anscheinend auch vom neuen CPS-Panel bestätigt wird, relativ gut in die Überlegungen zur Operationalisierung des Konzepts integrieren¹⁶.

1.3. Zur Operationalisierung des Normal-Vote-Konzepts

Da einerseits keine Wahl wirklich den chemisch reinen Fall einer Normalwahl darstellen dürfte, sondern stets konkrete Kurzzeiteinflüsse wirken, die sich im Saldo gerade *nicht* ausgleichen, und da andererseits wegen der unterschiedlichen Wahlfreudigkeit Ungleichgewichte zwischen den Anhängerschaften der beiden großen

11 Campbell, Voters and Elections (Anm. 9), S. 357.

12 Vgl. ebd.

13 Vgl. Douglas Dobson/Douglas St. Angelo, Party Identification and the Floating Vote, in: *American Political Science Review*, 69. Jg. 1975, H. 2, S. 487.

14 Dobson/Angelo, Party Identification (Anm. 13), S. 490.

15 Vgl. Peter Gluchowski, Parteiidentifikation im politischen System der Bundesrepublik Deutschland, in: Dieter Oberndörfer (Hrsg.), *Wählerverhalten in der Bundesrepublik Deutschland*, Berlin: Duncker und Humblot 1978, S. 265–323; Helmut Norpoth, Party Identification in West Germany, in: *Comparative Political Studies*, 11. Jg. 1978, H. 1, S. 36–61.

16 Vgl. Philip E. Converse/Gregory B. Markus, Plus ça change ..., in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 1, S. 38 f.

amerikanischen Parteien bestehen, genügt die Parteiidentifikation allein nicht, um die „normal vote“ zu schätzen¹⁷. Es ist vielmehr nötig, die Verteilung der Parteiidentifikationen für die beiden großen Parteien im Hinblick auf differierende Abwanderungs- und Wahlbeteiligungsraten der beiden Anhängerschaften zu bereinigen.

Die von Converse vorgeschlagenen Normal-Vote-Parameter berücksichtigen daher Parteiabwanderungs- und Wahlbeteiligungsraten für die verschiedenen Identifikationskategorien (von „stark demokratisch“ bis „stark republikanisch“), wobei Converse, um historisch bedingte Differenzen in der Wahlbeteiligung aufzufangen, noch eine regionale Aufteilung in „USA ohne Südstaaten“ und „Südstaaten alleine“ einführt¹⁸. Die auf diese Weise ermittelte Normalwahl stellt die anhand der längerfristig wirksamen Parteibindungen errechnete (aggregierte) Stimmabgabe dar, die zu erwarten wäre, falls keine kürzerfristigen Einflüsse eine der beiden großen Parteien besonders begünstigen¹⁹.

Konkret wird das Normal-Vote-Konzept wie folgt operationalisiert: Die Wählerschaft wird zunächst, je nach Ausprägung der Parteiidentifikation, in fünf Gruppen eingeteilt, und zwar in „starke Demokraten“, „schwache Demokraten“, „Unabhängige“, „schwache Republikaner“ und „starke Republikaner“. Für jede Gruppe gesondert werden dann die durchschnittlichen Wahlbeteiligungsraten und der Anteil der Demokraten an den Stimmen beider Parteien erhoben. Um den Einfluß kurzfristiger Schwankungen zu eliminieren, empfiehlt Converse eine Art Mittelungsprozeß über verschiedene Wahlen hinweg durchzuführen, d. h. diese beiden Werte für jede Wahl gesondert zu erheben und mit Hilfe der so gewonnenen Durchschnittswerte die „normal vote“ zu ermitteln²⁰.

Aus den so errechneten Werten konstruiert Converse Kurven, die das Verhalten der Wählerschaft in den verschiedenen Wahlen abbilden. Durch Interpolation gelangt er dann zu Werten für die erwartete Wahlbeteiligung in den fünf Identifikationskategorien für den Fall sich gegenseitig ausgleichender oder gegen Null strebender Kurzeiteinflüsse. In einer zweiten Gruppe von Kurven bildet er schließlich für jede Identifikationsgruppe die Abwanderungsraten ab, wodurch sich für jede der fünf Gruppen der zu erwartende Stimmenanteil im Falle unterschiedlicher Kurzeiteinflüsse berechnen läßt. Es handelt sich hierbei um exakt jenen Punkt auf der Kurve, wo sich die Abwanderungsraten von „starken Republikanern“ und „starken Demokraten“ entsprechen²¹. Dabei kann davon ausgegangen werden, daß die Ab- und Zuwanderungsraten selbst im Falle stärkerer Kurzeiteinflüsse niemals eindeutig (d. h. nur in die gleiche Richtung weisend) sein werden.

17 Campbell, *Change* (Anm. 3), S. 53.

18 Converse, *Concept* (Anm. 4).

19 Vgl. ebd., S. 18 ff.; Miller, *Normal Vote* (Anm. 10), S. 407–409.

20 Allerdings weist Campbell darauf hin, daß durch die Einbeziehung von weiter zurückliegenden Wahlen zwangsläufig auch Weggezogene und Verstorbene im Berechnungsprozeß berücksichtigt würden, woraus Verzerrungen der Schätzwerte resultieren könnten. Er selbst will diese Gefahr durch Rückgriff auf Volkszählungsdaten, mit deren Hilfe er die gewonnenen Daten bereinigt, minimieren. Campbell, *Change* (Anm. 3), S. 60.

21 Campbell, *Change* (Anm. 3); Converse, *Concept* (Anm. 4).

Auf diese Weise lassen sich, und zwar empirisch fundiert, in der Tat theoretisch orientierte Wahlanalysen durchführen, deren Fragestellungen trotz des hohen wissenschaftlichen Anspruches des Untersuchungsdesigns durchaus von politischer Relevanz sein können. Um eine eigene Theorie handelt es sich beim Konzept der Normalwahl allerdings nicht, wie schon Converse anmerkt²². Vielmehr stellt sie ein „operationales Konstrukt“ dar, das als integraler Bestandteil der Ann-Arbor-Theorie des Wählerverhaltens eine Reihe interessanter Ableitungen über den Wahlprozeß erlaubt, indem es – wie erwähnt – die Wahl in zwei Komponenten aufspaltet: die von einer Gruppe lediglich aufgrund längerfristiger Faktoren zu erwartende „normale“ Stimmabgabe und die tatsächliche Abweichung von diesem Ausgangswert, die „eine Funktion der unmittelbaren Umstände der jeweiligen Wahl“ darstellt²³.

Unter anderem soll es eine Normal-Vote-Analyse gestatten, die Bedeutung unterschiedlicher Wahlbeteiligungsraten für das Abschneiden der beiden großen Parteien zu untersuchen, längerfristige von kürzerfristigen Einflüssen zu trennen und das relative Gewicht beider zu berechnen, um dadurch die Bedeutung wichtiger Variablen, wie z. B. von Gruppenmitgliedschaften, politischen Streitfragen oder Kandidatenimages, quantitativ bestimmen zu können. So berechnet Converse²⁴ für die Präsidentschaftswahl von 1952 die – von kürzerfristigen Faktoren bedingte – Abweichung der tatsächlichen von der erwarteten Stimmabgabe bei Protestanten und Katholiken, führt Boyd²⁵ für die Wahlen von 1968 eine Normal-Vote-Analyse durch, in der er versucht, die relative Bedeutung von Einstellungen zum Vietnamkrieg, Gettounruhen oder Rassenfragen für die Stimmabgabe zu schätzen, stützen Miller et al.²⁶ ihre Analysen der amerikanischen Präsidentschaftswahl von 1972 weitgehend auf das Normalwahlkonzept, wobei auch sie mit seiner Hilfe vor allem den Beitrag verschiedener Issuepositionen, aber auch ausgewählter demographischer Gruppen und der Kandidatenimages für das Wahlergebnis zu ermitteln versuchen.

Erwartungsgemäß blieb das Konzept der Normalwahl von Kritik nicht unberührt, die der gesamte Ann-Arbor-Ansatz und insbesondere dessen Kernvariable, das Konstrukt der Parteiidentifikation, im Verlaufe der ausgehenden sechziger und der ganzen siebziger Jahre erfuhr²⁷. Daß sich, wie Dobson und Angelo und Kessel zeigen konnten, die Parteiidentifikation nicht völlig statisch verhält, sondern ebenfalls von den kurzfristigen Konfigurationen jeder Wahl tangiert wird, wurde bereits

22 Ebd., S. 11.

23 Converse, *Concept* (Anm. 4), S. 11.

24 Vgl. Philip E. Converse, *Religion and Politics: The 1960 Election*, in: Angus Campbell/Philip E. Converse/Warren E. Miller/Donald E. Stokes, *Elections and the Political Order*, New York: Wiley 1966, S. 96–124.

25 Vgl. Richard W. Boyd, *Popular Control of Public Policy*, in: *American Political Science Review*, 66. Jg. 1972, H. 2, S. 429–449.

26 Vgl. Arthue H. Miller/Warren E. Miller, *Issues, Candidates, and Partisan Divisions in the 1972 American Presidential Election*, in: *British Journal of Political Science*, 8. Jg. 1975, H. 1, S. 129–152; dies., *Ideology* (Anm. 2); dies., *A Majority Party in Dissaray*, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1976, H. 3, S. 753–778.

27 Vgl. stellvertretend für viele andere Norman H. Nie/Sidney Verba/John R. Petrocik, *The Changing American Voter*, Cambridge: Harvard University Press 1976.

erwähnt²⁸. Durch den von Converse vorgeschlagenen Mittelungsprozeß bei der Berechnung der *normal vote* über mehrere Wahlen hinweg werden solche Kurzzeiteinflüsse jedoch tendenziell ausgeglichen, falls sie wie zufällige Störfaktoren auf lange Sicht gegen Null streben, wovon die Autoren des Konzepts auszugehen scheinen.

Nicht viel schwerer dürfte die Kritik von Brody und Page am Normal-Vote-Konzept wiegen²⁹. Sie bemängeln vor allem, daß Normalwahl-Analysen nichts über die Richtung der Kausalbeziehung zwischen Einstellungen und Verhalten aussagen, sondern vielmehr stillschweigend voraussetzen, daß die Einstellungen dem Wahlakt vorgelagert seien, womit unbefragt unterstellt werde, daß sie zu seinen möglichen Ursachen zählten. Die Möglichkeit nachträglicher Rationalisierungen und Uminterpretationen des Wahlaktes hingegen bliebe gänzlich unberücksichtigt. Unserer Auffassung nach stellen derartige Rationalisierungseffekte allerdings eher eine prinzipielle Möglichkeit als eine häufiger anzutreffende empirische Tatsache dar. Im übrigen würden sie auch, bezogen auf das Normal-Vote-Konzept, hypothesenkonträr verlaufen, da im Unterschied zum Normal-Vote-Konzept das Rationalisierungskonzept den Einfluß „rationaler“ Issueorientierungen auf das Wahlverhalten tendenziell überschätzen dürfte. Daß Brody und Page in ihrem Aufsatz selbst eine veritable Normal-Vote-Analyse durchführen, spricht sehr dafür, daß ihr Einwand so gravierend nicht gemeint ist. Auf eine sehr viel grundsätzlichere Kritik am Normal-Vote-Konzept von Page und Jones werden wir in den Abschnitten 2.3.2. bis 2.3.4. eingehen³⁰.

1.4. Übertragungs- und Anwendungsprobleme des Konzepts

Die Übertragung des Konzepts der Normalwahl auf das politische System der Bundesrepublik Deutschland wirft eine Reihe von Operationalisierungs- und Meßproblemen auf, die es im folgenden zu diskutieren gilt. Insbesondere trifft dies für die Frage zu, ob und gegebenenfalls wieweit überhaupt die notwendigen Anwendungsbedingungen vorliegen.

In die Berechnung der *normal vote* fließen, wie ausgeführt, vor allem drei Elemente ein: die Verteilung der verschiedenen Parteiidentifikationskategorien, die Wahlbeteiligung und die typischen Abwanderungsraten der Parteiidentifizierer zur jeweiligen Gegenpartei. Aus diesen Elementen läßt sich für jede ausgewählte (demographische oder attitudinale) Untergruppe einer Stichprobe der erwartete Anteil einer Partei ermitteln, der dann in die weitere Analyse für die Berechnung des Ef-

28 Vgl. Dobson/Angelo, *Party Identification* (Anm. 13); John H. Kessel, *The Goldwater Coalition*, Indianapolis: Bobbs-Merrill 1968.

29 Richard A. Brody/Benjamin E. Page, Comment: The Assessment of Policy Voting, in: *American Political Science Review*, 66. Jg. 1972, H. 2, S. 450–458.

30 Vgl. hierzu Benjamin E. Page/Calvin C. Jones, Reciprocal Effects of Policy Preferences, Party Loyalties and the Vote, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 4, S. 1071–1089.

fekts kurzfristiger Einflußfaktoren eingesetzt wird³¹. Die derart gewonnene *normal vote* wird folglich als eine Art trigonometrischer Marke verwendet, mit deren Hilfe sich die Bedeutung der verschiedenen für das Wahlergebnis verantwortlichen Faktoren quantitativ analysieren läßt.

Als Kernstück der Normal-Vote-Analyse dient also einmal mehr das Konzept der Parteiidentifikation, mit dessen Hilfe die längerfristigen affektiven Bindungen des einzelnen an eine politische Partei gemessen werden sollen³². Daß unseres Wissens noch keine Normal-Vote-Analyse für deutsche Verhältnisse durchgeführt worden ist, liegt neben dem erheblichen rechnerischen Aufwand vermutlich vor allem an der mangelnden Einigkeit der Wahlforschung über die Brauchbarkeit des Konzepts der Parteiidentifikation für deutsche Verhältnisse. Während die einen eine Übertragbarkeit des Konzepts aus prinzipiellen, mit dem deutschen Wahl- und Parteiensystem zusammenhängenden Gründen bezweifeln³³, weisen andere Autoren auf die geringe Stabilität des Konstrukts³⁴ oder auf die Existenz sozialstrukturell „abgeleiteter Parteiorientierungen“ hin, die von den „nicht abgeleiteten“ Parteineigungen des Ann-Arbor-Konzepts zu unterscheiden seien, um die Übertragbarkeit des Konstrukts in Frage zu stellen³⁵.

In jüngster Zeit jedoch überwiegen die Analysen, die einen Transfer, wenn auch recht vorsichtig und mit entsprechenden Qualifikationen versehen, bejahen³⁶. Besondere Unterstützung fand diese optimistischere Auffassung durch eine Untersuchung Kendall L. Bakers, der nachweisen konnte, daß erwartungsgemäß das Konzept für jüngere Wähler bessere Ergebnisse abwirft als für ältere Alterskohorten, deren Verhältnis zu den politischen Parteien unter den Wechselfällen der deutschen Geschichte leidet und die überdies stärker traditionell verankerte, sozialstrukturell abgeleitete Parteiloyalitäten aufweisen³⁷.

31 Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25), S. 429 f.

32 Vgl. Jürgen W. Falter, *Einmal mehr: Läßt sich das Konzept der Parteiidentifikation auf deutsche Verhältnisse übertragen?*, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 476–500; Peter Gluchowski, *Wahlerfahrung und Parteiidentifikation*, in diesem Band.

33 So Max Kaase, *Party Identification and Voting Behaviour in the West-German Election of 1969*, in: Ian Budge/Ivor Crewe/Dennis Farlie (Hrsg.), *Party Identification and Beyond*, London: Wiley 1976, S. 81–102; Hand Dieter Klingemann/Charles L. Taylor, *Affektive Parteiorientierung, Kanzlerkandidaten und Issues*, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 301–347.

34 Vgl. Franz Urban Pappi, *Sozialstruktur und Politische Konflikte in der Bundesrepublik*, Köln: unveröffentlichte Habilitationsschrift 1976.

35 Vgl. Manfred Berger, *Stabilität und Intensität von Parteineigung*, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 501–509.

36 Falter, *Einmal mehr* (Anm. 32); ders., *Parteiidentifikation*, in: Martin Greiffenhagen/Sylvia Greiffenhagen/Rainer Prätorius (Hrsg.), *Handwörterbuch zur Politischen Kultur der Bundesrepublik Deutschland*, Opladen: Westdeutscher Verlag 1981, S. 284–287; Norpoth, *Party Identification* (Anm. 15); Gluchowski, *Wahlerfahrung* (Anm. 32); Kendall L. Baker/Russel J. Dalton/Kai Hildebrandt, *Germany Transformed*, Cambridge/Mass.: Harvard University Press 1981.

37 Vgl. Kendall L. Baker, *Generational Differences in the Role of Party Identification in German Political Behavior*, in: *American Journal of Political Science*, 22. Jg. 1978, H. 1, S. 106–129.

Für eine steigende Bedeutung attitudinaler (im Gegensatz zu den sozialstrukturellen) Parteibindungen spricht ferner der allmähliche Rückgang des Einflusses sozialer Faktoren auf das Wahlverhalten, wie u.a. Baker et al. nachweisen³⁸. Zwar hat im Verlauf der bundesrepublikanischen Entwicklung die Determinationskraft solcher sozialer Faktoren wie Bindung an die katholische Kirche oder Zugehörigkeit zur Arbeiterklasse und zum alten Mittelstand sogar eher noch zu³⁹ – oder zumindest nicht wesentlich abgenommen⁴⁰; andererseits ist der Anteil dieser „determinationskräftigen“ Einflußfaktoren in der Bevölkerung so stark zurückgegangen, daß heute die Wählerentscheidungen insgesamt deutlich schwächer sozialstrukturell determiniert sind als noch zu Beginn der siebziger Jahre. Dies aber bedeutet nichts anderes, als daß mehr Raum für das Wirken von Parteibindungen im Sinne des Ann-Arbor-Konzepts besteht: An die Stelle der traditionellen, aus einer „politisierten Sozialstruktur“⁴¹ abgeleiteten Parteioyaltäten treten immer mehr genuine Parteiorientierungen, eine Entwicklung, die völlig im Rahmen einer funktionalen Interpretation des Parteiidentifikationskonzepts liegt⁴².

Aber selbst wenn die sozialstrukturell bedingten Parteiorientierungen noch immer dominant sein sollten – eine Hypothese, die von Berger u.E. nicht endgültig belegt werden konnte, da seine Analyse keine ernsthafte definitorische und operationale Trennung beider Konzepte vornahm, sondern hauptsächlich Identifizierer in Cross-Pressure-Situationen untersuchte –, würde das eine Normal-Vote-Analyse nicht von vornherein unmöglich machen⁴³. Schließlich kommt es dabei primär auf die Existenz einer längerfristigen Parteibindung an, von der man unter dem Einfluß kurzfristiger Faktoren auch einmal abweichen kann.

Wie ihre Vermittlungs- und Stützungsmechanismen konkret aussehen, ist erst einmal von sekundärer Bedeutung. Sicher wird niemand ernsthaft bezweifeln wollen, daß auch in der Bundesrepublik Deutschland die Wähler nicht bei jeder Wahl aufs Neue von einer *Tabula-rasa*-Position aus in einem total durchrationalisierten Entscheidungsakt ihre Parteipräferenzen nach Art des völlig aufgeklärten und umfassend informierten Konsumenten der wirtschaftspolitischen *Science Fiction* bestimmen. Die vorliegende empirische Evidenz deutet vielmehr in geradezu überwältigender Weise darauf hin, daß auch die deutschen Wähler längerfristig begründete Vorlieben und Abneigungen gegenüber den zur Wahl stehenden politischen Parteien mitbringen und ihre Wahlentscheidung davon weitgehend – wenn auch na-

38 Baker/Dalton/Hildebrandt, *Germany* (Anm. 36).

39 Vgl. Pappi, *Sozialstruktur* (Anm. 34).

40 Vgl. Franz Urban Pappi, *Sozialstruktur, gesellschaftliche Wertorientierungen und Wahlabsicht*, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 217 f.; Jürgen W. Falter, *Wahlforschung und Wählerverhalten*, in: Kurt Sontheimer/Hans H. Röhrling (Hrsg.), *Handbuch des politischen Systems der Bundesrepublik Deutschland*, München: Piper 1977, S. 638–647.

41 Pappi, *Sozialstruktur* (Anm. 34).

42 Falter, *Parteiidentifikation* (Anm. 36); ders., *Zur Übertragbarkeit des Konzepts der Parteiidentifikation auf deutsche Verhältnisse*, in: Manfred J. Holler (Hrsg.), *Empirische Wahlforschung*, München: 1983; W. Phillips Shiveley, *The Development of Party Identification among Adults*, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 4, S. 1039–1054.

43 Vgl. Berger, *Stabilität* (Anm. 35).

türlich nicht ausschließlich — beeinflussen lassen. Parteibindungen im Sinne des Parteiidentifikationskonzepts erfüllen als plurifunktionale Orientierungsinstrumente bestimmte kognitive (und möglicherweise auch affektive) Aufgaben in sozial nicht vollständig determinierten („versäulten“) Parteiensystemen wie dem unseren. Ohne diese Orientierungen, die sowohl positive als auch negative Zielrichtung aufweisen können, würde sich der einzelne, bestenfalls immer nur teilrationale und teilinformierte Wähler im hochkomplexen und äußerst unübersichtlichen politischen Bereich wohl kaum zurechtfinden⁴⁴.

Die Zeit erscheint uns daher reif, einmal einen Versuch zu unternehmen, das Normal-Vote-Konzept auf das deutsche Regierungs- und Parteiensystem zu übertragen. Gerechtfertigt erscheint dieses Wagnis auch deswegen, weil mittlerweile verschiedene Instrumente zur Messung von längerfristigen (attitudinalen) Parteibindungen recht erfolgreich getestet werden konnten und überdies *ein* Instrument seit nunmehr zehn Jahren kontinuierlich eingesetzt worden ist, so daß sich die notwendigen Parameter der Normal-Vote-Analyse für die Bundesrepublik erfolgversprechend berechnen lassen sollten⁴⁵.

Ein entsprechender Versuch wird im zweiten Teil dieses Beitrages unternommen. Seine Ergebnisse ermöglichen es dann, im dritten Teil eine Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980 durchzuführen. Im vierten und letzten Teil schließlich wollen wir die Normal-Vote-Analyse anderen Verfahren gegenüberstellen, die ebenfalls beanspruchen, kurz- und langfristige Einflüsse auf das Wahlverhalten voneinander zu trennen und zu gewichten.

2. Die Methode der Normal-Vote-Analyse für die Bundesrepublik Deutschland

2.1. Vorbemerkung

Die einzelnen Schritte der Normal-Vote-Analyse wurden bereits kurz erläutert. Bei der Durchführung für die Bundestagswahl 1980 ergeben sich jedoch einige Besonderheiten, die es geboten erscheinen lassen, die Übertragung des Verfahrens auf deutsche Verhältnisse im Detail darzustellen. Diese Besonderheiten sind zum Beispiel:

- 1) das Fehlen von über längere Zeiträume mit einem einheitlichen Meßinstrument erhobenen Daten zur Parteiidentifikation;
- 2) die Möglichkeiten zur Korrektur von erfragten Wahlbeteiligungsraten mittels der deutschen repräsentativen Wahlstatistik;
- 3) die Existenz der FDP als dritter Partei;
- 4) das Auseinanderfallen von erfragten Wahlabsichten und tatsächlichen Wahlergebnissen.

44 Vgl. Michael A. Maggioro/James E. Piereson, *Partisan Identification and Electoral Choice*, in: *American Journal of Political Science*, 29. Jg. 1977, H. 4, S. 745–767; Falter, *Parteiidentifikation* (Anm. 36).

45 Vgl. Baker/Dalton/Hildebrandt, *Germany* (Anm. 36).

Wir behandeln in diesem methodologischen Abschnitt zunächst diese Probleme und ihre Konsequenzen für die Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980. Danach wenden wir uns den von Boyd in die Normal-Vote-Analyse eingeführten Effektkoeffizienten zu⁴⁶. Wir passen sie der deutschen Situation an und führen die in der Literatur vorgetragene Kritik an diesen Koeffizienten weiter, woraus zum Teil die Notwendigkeit folgt, alternative Berechnungsverfahren zu entwickeln.

2.2. Die Übertragung der Methode auf deutsche Verhältnisse

2.2.1. Messung von Parteiidentifikation

Die Normal-Vote-Analyse verlangt, im ersten Schritt die Verteilung der Parteiidentifikation über eine Reihe von Wahlen hinweg zu ermitteln. In der von uns für 1980 verwandten Umfrage, dem ZDF-Politbarometer vom September 1980, wird Parteiidentifikation wie folgt erhoben: „Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu, obwohl sie auch ab und zu mal eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein gesprochen – einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher?,,

Falls der Befragte einer Partei zuneigt, wird weiter gefragt: „Wie stark oder wie schwach neigen Sie – alles zusammengenommen – dieser Partei zu?“ Dabei sind als Antworten vorgesehen: „sehr stark“, „ziemlich stark“, „mäßig“, „ziemlich schwach“, „sehr schwach“. Identische Fragen finden sich in den Wahlstudien 1972 und 1976⁴⁷. Aus diesen zwei Fragen konstruieren wir für 1972, 1976 und 1980 einen Index der Parteiidentifikation in fünf Kategorien wie folgt:

- 1) Befragte, die auf die erste Frage die Antwort verweigern oder „weiß nicht“ antworten, werden als Ausfälle behandelt.
- 2) Wer auf die erste Frage „SPD“ („CDU/CSU“) und auf die zweite Frage „sehr stark“ oder „ziemlich stark“ antwortet, wird als starker SPD-(CDU/CSU-)Anhänger eingestuft.
- 3) Wer auf die erste Frage „SPD“ („CDU/CSU“) und auf die zweite Frage „mäßig“, „ziemlich schwach“ oder „sehr schwach“ antwortet, wird als schwacher SPD-(CDU/CSU-)Anhänger eingestuft.
- 4) Alle anderen Befragten werden als Unabhängige kategorisiert.

In den USA sind zur Ermittlung von Normal-Vote-Parametern üblicherweise Wahlen über einen Zeitraum von etwa zehn Jahren herangezogen worden. Da die Bundestagswahl von 1980 zu analysieren ist, soll die Umfrage vom September 1980 nicht in die Schätzung der Parameter eingehen. Da uns als Basis der Berechnungen für 1980 erst zwei Wahlen zur Verfügung stehen, wollen wir sie zumindest mit der Bundestagswahl von 1969 anreichern, so daß drei Wahlen über einen Zeitraum von

⁴⁶ Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25).

⁴⁷ *Wahlstudie 1972* – Zentralarchiv-Nr. 0635–0637; *Wahlstudie 1976* – Zentralarchiv-Nr. 0823–0825.

sieben Jahren als Grundlage der Normal-Vote-Analyse für 1980 dienen. Beide zur Bundestagswahl 1969 vorliegenden Umfragen enthalten jedoch die zwei oben zitierten Fragen nicht. In der einen⁴⁸ wird Parteiidentifikation mit einer anderen Frageformulierung erfragt, in der anderen fehlen entsprechende Fragen ganz⁴⁹. Damit stehen wir vor der Wahl, entweder auf die Einbeziehung der Bundestagswahl 1969 zu verzichten oder uns in den Umfragen von 1969 nach einem Ersatz für die Frage nach der Parteiidentifikation umzusehen.

Eine solche Näherungslösung wird nahegelegt, wenn man berücksichtigt, daß sowohl die Umfrage „Bundestagswahl 1969“ des Zentralarchivs für empirische Sozialforschung als auch die Umfragen aus den Jahren 1972, 1976 und 1980 identische Parteienskalometer mit elf Punkten von „halte überhaupt nichts von der Partei“ bis „halte sehr viel von der Partei“ enthalten. Gelänge es, in den letzteren drei Umfragen eine sehr enge Übereinstimmung zwischen Parteiidentifikation und Parteienskalometern nachzuweisen, stünde der Einbeziehung der Umfrage von 1969 in die Normal-Vote-Analyse nichts im Wege.

In einem ersten Schritt müssen die Skalometer der einzelnen Parteien zu einem einzigen Parteienskalometer zusammengefaßt werden. Dazu werden die Werte des CDU-Skalometers, bei Befragten aus Bayern des CSU-Skalometers, von den Werten des SPD-Skalometers subtrahiert. Dieses kombinierte Parteienskalometer nimmt Werte von - 10 bis + 10 an, wobei der Maximalwert (Minimalwert) von + 10 (- 10) erreicht wird, wenn die SPD (CDU/CSU) extrem positiv *und* die CDU/CSU (SPD) extrem negativ eingestuft wird. Die 21 Werte dieses kombinierten Parteienskalometers werden jetzt in den Umfragen 1972 bis 1980 so zu fünf Gruppen zusammengefaßt, daß die Anteile der Befragten in den fünf Parteiidentifikationskategorien möglichst gut angenähert werden (vgl. Tabelle 1). Es ist bedauerlich, daß nicht über alle drei Wahlen hinweg die gleichen Skalometerwerte zu je einer Parteiidentifikationskategorie zusammenfallen. Andererseits sind die Verteilungen – mit einer bescheidenen Ausnahme 1980 – symmetrisch, und in die Kategorie „Unabhängige“ fallen stets die Skalometerwerte - 1 bis + 1.

Dies ist jedoch nicht das eigentliche Kriterium für die Güte der Übereinstimmung zwischen Parteiidentifikation und Parteienskalometer. Vielmehr ist zu prüfen, wie gut sich die Parteiidentifikation eines Befragten durch seinen Wert auf dem Parteienskalometer vorhersagen läßt. Tabelle 2 zeigt, wie oft die Unterteilung des Parteienskalometers in fünf Gruppen entsprechend Tabelle 1 zu ganz genauen und zu bis auf eine Parteiidentifikationskategorie genauen Vorhersagen der Parteiidentifikation führt. Offensichtlich stimmen beide Maße hochgradig miteinander überein, denn in allen drei Umfragen wird bei knapp der Hälfte der Befragten die Parteiidentifikation ganz genau reproduziert, bei 80 bis 90 Prozent liegen beide Klassifikationen um höchstens eine Kategorie auseinander.

Gestützt auf dieses Ergebnis wird nun die Serie der Parteiidentifikationsmessungen nach hinten verlängert durch eine Näherung für 1969 mit Hilfe des Partei-

48 *Politik in der Bundesrepublik*, August 1969 – Zentralarchiv-Nr. 0525.

49 *Bundestagswahl 1969* – Zentralarchiv-Nr. 0426–0427.

Tabelle 1: Parteiidentifikation und Parteienskalometer 1972–1980

Jahr	Parteiidentifikation		Parteienskalometer	
		%	%	Skalometerwerte
1980	stark SPD	28,6	29,3	4 bis 10
	schwach SPD	14,1	17,5	2 bis 3
	unabhängig	25,1	23,2	– 1 bis 1
	schwach CDU/CSU	11,2	7,5	– 2
	stark CDU/CSU	20,9	22,5	– 10 bis – 3
1976	stark SPD	22,3	19,9	5 bis 10
	schwach SPD	16,2	20,9	2 bis 4
	unabhängig	25,9	20,8	– 1 bis 1
	schwach CDU/CSU	15,9	18,1	– 4 bis – 2
	stark CDU/CSU	19,7	20,3	– 10 bis – 5
1972	stark SPD	31,0	30,7	4 bis 10
	schwach SPD	11,1	15,7	2 bis 3
	unabhängig	29,2	26,0	– 1 bis 1
	schwach CDU/CSU	9,5	11,3	– 3 bis – 2
	stark CDU/CSU	19,2	16,2	– 10 bis – 4

Tabelle 2: Vorhersage der Parteiidentifikation durch Parteienskalometer 1972–1980

Jahr	genau richtig		bis auf eine Parteiidentifikationskategorie genau		zusammen	
	N	N (%)	N	(%)	N	(%)
1980	1407	641 (45,6)	489	(34,8)	1130	(80,3)
1976	1997	961 (48,1)	838	(42,0)	1799	(90,1)
1972	1910	957 (50,1)	671	(35,1)	1628	(85,2)

enskalometers⁵⁰. Ihr liegen folgende Überlegungen zugrunde: Zum einen sollte die Kategorie der Unabhängigen ebenso definiert sein wie 1972, 1976 und 1980, zweitens sollte die Verteilung der Skalometerwerte symmetrisch sein und drittens schließlich sollten die Prozentsätze der Befragten in den fünf zusammengefaßten Gruppen möglichst gut an die Serie der Parteiidentifikationsmessungen für 1972 bis 1980 anschließen. Dies scheint uns in beachtlichem Ausmaß der Fall zu sein. Die Anteile der schwachen Parteianhänger pendeln um konstante und beiderseits ähnliche Werte. Der Anteil der Unabhängigen weist einen Trend nach unten auf, wobei der Wert für 1969 zu Ende der Großen Koalition mit Abstand am höchsten liegt. Die Anteile der starken Parteianhänger tendieren beiderseits im Zeitverlauf nach oben; bei der SPD ist dieser Trend stärker ausgeprägt, und er wird 1972 durch

50 Vgl. Tabelle 3.

den „Ausreißer“ der stark emotionalisierten Brandt-gegen-Barzel-Wahl unterbrochen. Daß die Gruppen der starken Parteianhänger 1969 mit je acht Skalometerwerten besetzt sind, erscheint sehr plausibel, da zu Ende der Großen Koalition extreme Einstufungen der beiden großen Parteien eher selten waren.

Im folgenden wird also die Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980 auf der Basis der Umfragen zu den Bundestagswahlen 1969, 1972 und 1976 vorbereitet, wobei die in Tabelle 3 wiedergegebene Zusammenfassung des Parteienskalometers zu fünf Gruppen als Näherungsmaß für die fehlende Messung der Parteiidentifikation verwandt wird. Vor dem ersten Schritt in die Normal-Vote-Analyse soll aber noch ein weiterer Blick auf die Güte dieser Näherung geworfen werden. Dazu ermitteln wir für alle vier Wahlen den Anteil der Wahlabsicht für CDU/CSU und für SPD in den fünf zusammengefaßten Gruppen des Parteienskalometers und für die Wahlen von 1972 bis 1980 in den fünf Parteiidentifikationskategorien. Haben wir mit dem Parteienskalometer tatsächlich eine ordentliche Näherung für die Parteiidentifikation gefunden, dann müssen sich einerseits bei jeder Wahl die Wahlabsichten zwischen entsprechenden Parteiidentifikationskategorien und Skalometergruppen sehr ähnlich sein, andererseits müssen im zeitlichen Verlauf sowohl Parteiidentifikation wie auch Parteienskalometer beständig stark mit der Verteilung der Wahlabsichten zusammenhängen. Kodiert man Parteiidentifikation und Parteienskalometer einheitlich auf einer Skala von 1 (stark SPD) bis 5 (stark CDU/CSU), dann läßt sich die gesamte Information in ein paar Korrelationskoeffizienten konzentrieren⁵¹: Parteiidentifikation und gruppiertes Parteienskalometer hängen in der Tat im Querschnitt wie im Längsschnitt sehr stark – und vor allem gleich stark – mit der Verteilung der Wahlabsichten zusammen. Die Notwendigkeit, für 1969 mit einem Ersatzmaß für Parteiidentifikation zu arbeiten, sollte mithin die Gültigkeit der nachfolgenden Normal-Vote-Analyse nicht beeinträchtigen.

2.2.2. Wahlbeteiligung und Parteiidentifikation

Für die Vereinigten Staaten ist es unabdingbar, bei der Berechnung der erwarteten „normalen“ Stimmenverteilung aus der Verteilung der Parteiidentifikation die

Tabelle 3: Parteiidentifikation und Ersatzmaß 1969 – 1980

Parteiidentifikations- kategorie	Parteiidentifikation (%)			Parteienskalometer 1969	
	1980	1976	1972	%	Skalometerwerte
stark SPD	28,6	22,3	31,0	18,1	3 bis 10
schwach SPD	14,1	16,2	11,1	11,3	2
unabhängig	25,1	25,9	29,2	41,7	– 1 bis 1
schwach CDU/CSU	11,2	15,9	9,5	12,6	– 2
stark CDU/CSU	20,9	19,7	19,2	16,2	– 10 bis – 3

51 Vgl. Tabelle 4.

Tabelle 4: Korrelation zwischen Parteiidentifikation bzw. Parteienskalometer und Wahlabsicht in den einzelnen Kategorien (N = 5)

Jahr	CDU/CSU		SPD	
	Parteiidentifikation	Skalometer	Parteiidentifikation	Skalometer
1980	0,92	0,98	- 0,95	- 0,98
1976	0,96	0,96	- 0,93	- 0,96
1972	0,94	0,97	- 0,95	- 0,97
1969	-	0,95	-	- 0,95

unterschiedliche Wahlbeteiligung der verschiedenen Parteiidentifikationsgruppen zu berücksichtigen. Da diese Wahlbeteiligungsraten sehr stark schwanken⁵², unterscheiden sich die tatsächlichen Wähler nach ihrer Parteiidentifikation beträchtlich von den Wahlberechtigten, für die Stichproben repräsentativ sind. In der Bundesrepublik kann die Korrektur unterschiedlicher Wahlbeteiligungsraten aus logischen Gründen keine besonders ausgeprägte Wirkung entfalten, da bei extrem hohen mittleren Wahlbeteiligungen die Schwankungsbreite für einzelne Parteiidentifikationsgruppen gering ist. In diesem Sinne sind deutsche Umfragen naturgemäß auch ohne Gewichtung viel repräsentativer für die *tatsächliche* Wählerschaft als amerikanische.

Da wir das ursprüngliche Verfahren der Normal-Vote-Analyse möglichst originalgetreu nachvollziehen wollen, verzichten wir nicht völlig auf die Korrektur unterschiedlicher Wahlbeteiligungsraten. Allerdings erscheint eine einfache Kopie unangebracht. Nach der amerikanischen Vorlage sollte der Anteil derjenigen, die in den einzelnen Parteiidentifikationsgruppen zur Wahl gehen wollen (im folgenden wird diese Größe als „Wahlbeteiligungsabsicht“ bezeichnet), über einige Wahlen hinweg auf die Wahlbeteiligungsabsicht der jeweiligen Gesamtstichprobe regrediert werden⁵³. Daraus resultiert für jede Parteiidentifikationsgruppe eine Vorhersagegleichung, die es erlaubt, aus der erfragten globalen Wahlbeteiligungsabsicht bei einer bestimmten Wahl die Wahlbeteiligungsabsichten in den einzelnen Parteiidentifikationskategorien zu bestimmen⁵⁴.

Für die Bundesrepublik ist dieses Verfahren durchführbar, aber nicht sinnvoll. Da wir nur drei Wahlen als Basis zur Verfügung haben, handelte es sich um Regres-

52 Die ursprünglichen Wahlbeteiligungsparameter von Converse (1966) schwanken zwischen 0,28 und 0,86. Millers Neuberechnung mit Daten der sechziger Jahre bringt Werte zwischen 0,46 und 0,86. Vgl. Miller, Normal Vote (Anm. 10), S. 410.

53 Die von Converse beschriebene Schätzung von Normal-Vote-Parametern aus Regressionsgleichungen ist von Achen einer vernichtenden methodologischen Kritik unterzogen worden. Sie kann gegen diesen Beitrag jedoch nicht angeführt werden. Da wir unterschiedliche Wahlbeteiligung mittels der repräsentativen Wahlstatistik korrigieren können und erwartetes Wahlverhalten wie Miller aus mittleren vergangenen Abfallsraten von der Parteiidentifikation berechnen, verlassen wir uns nirgends auf Regressionsschätzungen der Normal-Vote-Parameter. Vgl. Christopher H. Achen, The Bias in Normal Vote Estimates, in: *Political Methodology*, 6. Jg. 1979, H. 3, S. 343–356; Miller, Normal Vote (Anm. 10).

54 Vgl. Converse, Concept (Anm. 4).

sionen mit genau einem Freiheitsgrad! Überdies haben wir in der Bundesrepublik die Möglichkeit, unterschiedliche Wahlbeteiligungsabsichten zwischen den Parteiidentifikationskategorien viel eleganter zu korrigieren, nämlich mittels der repräsentativen Wahlstatistik⁵⁵. Man muß zunächst die kombinierte Alters- und Geschlechtszusammensetzung der einzelnen Parteiidentifikationskategorien und der Gesamtstichprobe ermitteln. Die repräsentative Wahlstatistik⁵⁶ erlaubt es dann, die tatsächliche Wahlbeteiligung zu berechnen und sie der Wahlbeteiligungsabsicht gegenüberzustellen⁵⁷. Der Quotient aus Wahlbeteiligungsabsicht und tatsächlicher Wahlbeteiligung gibt an, in welchem Ausmaß die Befragten ihre Wahlbeteiligungsabsicht übertreiben. Die Mittelwerte dieser Quotienten für die Wahlen von 1969 bis 1976 erlauben es dann, die Verteilung der Parteiidentifikation aus der Umfrage von 1980⁵⁸ für die tatsächliche Wählerschaft zu korrigieren⁵⁹. Das Ergebnis zeigt eindeutig, daß die Korrektur unterschiedlicher Wahlbeteiligung zwischen den Parteiidentifikationskategorien in der Bundesrepublik vielleicht nicht ganz überflüssig, jedenfalls aber von geringer Bedeutung ist.

2.2.3. Wahlabsicht und Parteiidentifikation

Hat man die bereinigte Zusammensetzung der Wählerschaft bei einer bestimmten Wahl ermittelt, kann man die *normal vote* aus dem bisherigen Wahlverhalten in den einzelnen Parteiidentifikationskategorien ableiten. In den Vereinigten Staaten wird dazu einfach der Anteil der Wähler in den einzelnen Parteiidentifikationsgruppen mit dem für jede Kategorie spezifischen früheren gemittelten Anteil der Demokraten an den für Demokraten und Republikaner insgesamt abgegebenen Stimmen

55 Dennoch haben wir die von Converse vorgeschlagenen Regressionen ebenfalls berechnet, und zwar sowohl mit den erfragten Wahlbeteiligungsabsichten in den einzelnen Parteiidentifikationskategorien und in den Gesamtstichproben als auch mit den aus der repräsentativen Wahlstatistik aufgrund ihrer Alters- und Geschlechtszusammensetzung gewonnenen tatsächlichen Wahlbeteiligungen. Die Ergebnisse beider Berechnungen liegen sehr eng beieinander, und trotz der geringen Fallzahl wird klar der Befund von Converse repliziert, daß an Veränderungen der globalen Wahlbeteiligungsabsicht die Unabhängigen am stärksten und die starken Parteianhänger am schwächsten beteiligt sind. Verwendet man schließlich die abgeleiteten erwarteten Wahlbeteiligungsdaten der Parteiidentifikationsgruppen zur Korrektur der Zusammensetzung der tatsächlichen Wählerschaft von 1980, dann liegen bei beiden Berechnungsarten die Anteile der einzelnen Parteiidentifikationskategorien von den in Tabelle 5 (letzte Spalte) berichteten um höchstens 0,9 Prozent entfernt; die mittlere absolute Abweichung beträgt 0,2 Prozent, wenn Umfragedaten zur Regression verwandt werden, 0,5 Prozent, wenn Daten der repräsentativen Wahlstatistik herangezogen werden.

56 Vgl. Wählerverhalten bei der Bundestagswahl 1980 nach Geschlecht und Alter, in: *Wirtschaft und Statistik*, 26. Jg. 1981, H. 1, S. 15–26.

57 Da die Umfragen 1969 und 1972 keine Frage enthalten, ob der Befragte zur Wahl gehen will, wurde statt dessen die Frage gestellt, ob der Befragte bei der letzten Bundestagswahl gewählt hat. Beide Fragen führen 1976 und 1980 bei denjenigen Befragten, die auch bei der Vorwahl wahlberechtigt waren, zu praktisch identischen Ergebnissen.

58 Vgl. Tabelle 3, oben, S. 335.

59 Vgl. Tabelle 5 (letzte Spalte).

Tabelle 5: Wahlbeteiligungsabsicht und tatsächliche Wahlbeteiligung 1969–1980

Parteiidentifikation	1980		1976		1972		1969		Mittlerer Quotient (1)/(2) 1969–1976	korrigierte Zusammensetzung der Wählerschaft (%)
	Wahlbeteiligungs- absicht ^a (%) (1)	tatsächliche Wahlbeteiligung (%) (2)	(1) ^a	(2)	(1) ^a	(2)	(1) ^a	(2)		
stark SPD	98,7	87,9	98,6	90,6	94,3	91,2	96,1	87,6	1,07	29,2
schwach SPD	96,3	87,6	96,0	90,2	93,3	91,3	98,3	87,4	1,07	14,1
unabhängig	90,0	86,8	94,8	90,5	86,9	90,7	94,4	87,0	1,03	24,3
schwach CDU/CSU	95,9	88,7	99,7	93,7	95,6	91,1	95,2	87,0	1,07	11,1
stark CDU/CSU	99,3	88,4	98,4	90,8	96,7	91,0	95,3	87,0	1,08	21,3
Gesamtstichprobe	95,3	87,7	97,3	90,6	92,4	91,0	95,4	86,9	1,06	100,0

a) „weiß nicht“ o. ä. anteilmäßig auf „ja“ oder „nein“ verteilt.

multipliziert und es wird über alle fünf Kategorien aufsummiert, um die aufgrund der Parteiidentifikation erwartete *normal vote* für die Demokraten zu berechnen. Die demokratische und die republikanische *normal vote* addieren sich dann logischerweise zu eins. Diese simple Prozedur könnte man natürlich für die beiden großen Parteien in der Bundesrepublik oder für Koalitionslager und Opposition einfach übernehmen. Dagegen spricht, daß man so Potential der Normal-Vote-Analyse verschenken würde, weil es ja auch interessant sein kann, die Rolle lang- und kurzfristiger Faktoren beim Abschneiden der FDP und bei Stimmenverschiebungen zwischen den beiden derzeitigen Koalitionsparteien zu untersuchen. Deshalb ermitteln wir Abfallwahrscheinlichkeiten von der Parteiidentifikation nicht für die Gegenüberstellung zweier Lager, sondern differenzierter für die Aufteilung der Stimmen auf die drei großen und auf sonstige Parteien. Tabelle 6 enthält die entsprechenden Wahlabsichten (Zweitstimme) für die einzelnen Parteiidentifikationskategorien von 1969 bis 1980 und arithmetische Mittel für die Jahre von 1969 bis 1976. Multipliziert man die mittleren Wahlabsichten der Tabelle 6 für jede Parteiidentifikationskategorie mit ihrem korrigierten Anteil an der tatsächlichen Wählerschaft 1980⁶⁰ und summiert dann parteienweise auf, so erhält man die in der vorletzten Zeile der Tabelle 6 wiedergegebene Schätzung der *normal vote* bei der Bundestagswahl 1980, der in der letzten Zeile das tatsächliche Zweitstimmenergebnis gegenübergestellt ist.

2.2.4. Wahlabsicht und Wahlverhalten

In den Vereinigten Staaten wären hiermit die Vorbereitungen der Normal-Vote-Analyse abgeschlossen. Ebenso wie für die gesamte Wählerschaft könnte man aus den Tabellen 5 und 6 erwartete Stimmenanteile auch für relevante Untergruppen der Stichprobe berechnen, sofern man nur deren Verteilung von Parteiidentifikationen kennt⁶¹. Nicht so in der Bundesrepublik; *normal vote* und Wahlergebnis 1980 fallen in charakteristischer Weise auseinander; der Stimmenanteil der SPD wird drastisch überschätzt, derjenige der CDU/CSU unterschätzt. Darin spiegelt sich die bekannte Tatsache wider, daß seit Anfang der siebziger Jahre die Sonntagsfrage stets zugunsten der SPD und zuungunsten der CDU/CSU verzerrte Ergebnisse liefert, wovon natürlich auch die Wahlabsichten in Tabelle 6 betroffen sind⁶². Die Abweichungen zwischen aufgrund der Parteiidentifikation erwartetem und tatsächlichem Wahlergebnis sind sowohl auf diese Verzerrungen als auch auf kurzfristige Einflüsse bei der Bundestagswahl 1980 zurückzuführen. Um die letzteren zu iso-

60 Vgl. Tabelle 5, oben, S. 338.

61 Dabei wird davon ausgegangen, daß der für eine bestimmte Partei zu erwartende Stimmenanteil „für alle Unterteilungen des Elektorats, die die gleiche Verteilung von Parteianhängern aufweisen, konstant ist“, eine Annahme, die zumindest für den amerikanischen Kontext unproblematisch zu sein scheint und auch für deutsche Verhältnisse eingeschränkt akzeptiert werden kann; zumindest ist uns bisher keine gegenteilige Evidenz bekannt. Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25), S. 430.

62 Vgl. Elisabeth Noelle-Neumann, *Die Schweigespirale*, München: Piper 1980.

Tabelle 6: Wahlabsicht und Parteiidentifikation 1969–1980

Jahr	Parteiidentifikation	Wahlabsicht (Zweitstimme %)			
		CDU/CSU	SPD	FDP	Sonstige
1980	stark SPD	2,1	95,1	2,1	0,8
	schwach SPD	1,7	92,5	4,0	1,7
	unabhängig	19,4	36,0	32,0	12,7
	schwach CDU/CSU	91,3	5,1	2,9	0,7
	stark CDU/CSU	97,5	0,7	0,7	0,7
1976	stark SPD	1,2	94,1	4,2	0,5
	schwach SPD	2,5	89,9	6,8	0,8
	unabhängig	40,3	22,4	33,1	4,2
	schwach CDU/CSU	91,9	5,3	2,8	0,0
	stark CDU/CSU	98,6	0,5	0,8	0,0
1972	stark SPD	2,4	94,2	3,2	0,2
	schwach SPD	3,5	91,5	5,0	0,0
	unabhängig	33,6	44,7	19,3	2,4
	schwach CDU/CSU	99,3	4,3	1,8	0,6
	stark CDU/CSU	96,3	2,9	0,9	0,0
1969	stark SPD	0,5	93,5	5,0	1,0
	schwach SPD	2,6	93,8	2,6	0,9
	unabhängig	47,1	42,8	6,4	3,6
	schwach CDU/CSU	92,1	4,3	3,5	0,0
	stark CDU/CSU	90,4	3,1	2,5	3,8
Mittel 1969– 1976	stark SPD	1,4	93,9	4,1	0,6
	schwach SPD	2,7	91,7	4,8	0,6
	unabhängig	40,3	36,6	19,6	3,4
	schwach CDU/CSU	92,4	4,6	2,7	0,2
	stark CDU/CSU	95,1	2,2	1,4	1,3
Normal Vote 1980 Wahl- ergebnis 1980 (Zweit- stimmen)		41,1	50,2	7,2	1,4
		44,0	43,5	10,6	1,9

lieren, ist es notwendig, die *normal vote* um die „falsche“ Angabe von Wahlabsichten zu bereinigen – ein in den USA praktisch unbekanntes Problem.

Am elegantesten wäre es, wenn man die offensichtlich verzerrten Abfallwahrscheinlichkeiten aus Tabelle 6 mittels der repräsentativen Wahlstatistik dergestalt bereinigen könnte, daß man ihnen in den einzelnen Parteiidentifikationskategorien das anhand ihrer Alters- und Geschlechtszusammensetzung ermittelte tatsächliche Wahlverhalten gegenüberstellt. Anders als bei der Wahlbeteiligung ist dies jedoch offenkundig unmöglich, weil die starken Schwankungen der Abfallwahrscheinlich-

keiten zwischen den einzelnen Parteiidentifikationskategorien eben in erster Linie die unterschiedliche Parteiidentifikation widerspiegeln und nicht die relativ geringfügigen Unterschiede ihrer demographischen Zusammensetzung. Man muß also die Korrektur durch die repräsentative Wahlstatistik *nach* der Berechnung der *normal vote* durchführen.

Dazu ermittelt man für alle Umfragen zunächst das tatsächliche Wahlverhalten der Stichproben mittels der repräsentativen Wahlstatistik aus ihrer kombinierten Alters- und Geschlechtsverteilung. Diesen Werten sind in Tabelle 7 die Wahlabsichten in den einzelnen Stichproben und die tatsächlichen Bundestagswahlergebnisse (Zweitstimme) gegenübergestellt. Man erkennt in dieser Tabelle ganz klar sowohl die Güte der Stichproben – beim Vergleich ihres Wahlverhaltens laut repräsentativer Wahlstatistik mit den Wahlergebnissen – als auch die Verzerrung der Wahlabsichten: Die Befragten „fälschen“ ihre Wahlabsicht 1980, 1976 und 1972 zuungunsten der CDU/CSU, 1980, 1972 und 1969 zugunsten der SPD, 1980, 1972 und 1969 zuungunsten und 1976 zugunsten der FDP.

Die mittleren Quotienten aus Wahlverhalten nach repräsentativer Wahlstatistik durch Wahlabsichten von 1969 bis 1976 vermitteln ein klares Bild der systematischen Fehler in der Messung der Wahlabsicht in der Bundesrepublik. Multipliziert man die *normal vote* aus Tabelle 6 mit diesen Quotienten und normalisiert die Summe der Produkte auf eins, so erhält man für 1980 die korrigierte *normal vote* der vorletzten Zeile der Tabelle 7. Es sollte nochmals hervorgehoben werden, daß der Berechnung der *normal vote* für 1980 allein Parameter aus den Jahren von 1969 bis 1976 und eine Umfrage vom September 1980 zugrunde liegen und das Ergebnis der Bundestagswahl 1980 darin keinen Eingang gefunden hat. Diese Berechnung hätte auch vor der Bundestagswahl 1980 ausgeführt werden können. Ferner darf nicht unerwähnt bleiben, daß in einer Normal-Vote-Analyse für relevante Untergruppen einer Stichprobe die aufgrund der Parteiidentifikation erwarteten Normal-Vote-Werte nicht – wie hier – mit tatsächlichen Wahlergebnissen verglichen werden, sondern mit in den einzelnen Untergruppen beobachteten Wahlabsichten. Da diese jedoch genau denselben Verzerrungen unterliegen wie die erste vorläufige Bestimmung der *normal vote*, müssen sie der nämlichen Korrektur unterzogen werden⁶³.

2.2.5. Normal-Vote-Parameter von 1969 bis 1976 und von 1969 bis 1980

Mit den bisherigen Schritten haben wir die Grundlage für die Berechnung der erwarteten und der beobachteten Stimmenanteile für die Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980 gelegt. Die ermittelten Parameter erlauben selbstverständ-

63 Ein von Hans Rattinger entwickeltes Fortran-Programm berechnet bei der Eingabe der Verteilungen von Parteiidentifikationen und Wahlabsichten und der Anzahl der Befragten in den einzelnen Untergruppen sowohl korrigierte erwartete als auch korrigierte beobachtete Stimmenanteile anhand der in diesem Beitrag vorgestellten Normal-Vote-Parameter für die Jahre 1969–1976

Tabelle 7: Wahlabsicht und Wahlverhalten 1969–1980

		CDU/CSU (%)	SPD (%)	FDP (%)	Sonstige (%)
1980	(1) Wahlverhalten der Stichprobe laut repräsentativer Wahlstatistik	43,7	43,6	10,6	1,9
	(2) Wahlabsicht der Stichprobe	37,7	50,7	8,2	3,3
	(3) Wahlergebnis (Zweitstimmen)	44,0	43,5	10,6	1,9
1976	(1)	47,8	43,3	8,0	0,8
	(2)	45,9	43,2	9,8	1,1
	(3)	48,0	43,3	7,8	0,8
1972	(1)	45,3	45,7	8,1	0,9
	(2)	38,2	54,0	6,9	0,7
	(3)	44,6	46,3	8,2	0,9
1969	(1)	44,9	43,3	5,7	6,0
	(2)	45,6	46,9	4,6	2,8
	(3)	46,0	42,8	5,6	5,6
Mittlerer Quotient (1)/(2) 1969–1976		1,07	0,92	1,08	1,39
Korrigierte Normal Vote 1980		44,0	46,2	7,8	1,9
Wahlergebnis 1980 (Zweitstimmen)		44,0	43,5	10,6	1,9

lich auch Normal-Vote-Analysen zukünftiger Wahlen. Es könnte aber sinnvoll erscheinen, bei zukünftigen Wahlen auch die Bundestagswahl 1980 in die Schätzung der Normal-Vote-Parameter einzubeziehen, um sie auf eine breitere Basis zu stellen. Für die Bundestagswahl 1980 haben wir darauf bewußt verzichtet, um dem Vorwurf zu entgehen, die Beziehungen bei der Bundestagswahl 1980 würden zu ihrer eigenen Erklärung herangezogen. In Tabelle 8 präsentieren wir aber alle aus den Umfragen von 1969 bis 1980 ermittelten Parameter, die in der Zukunft zu Normal-Vote-Analysen für die Bundesrepublik gebraucht werden.

Aus Tabelle 8 geht eindeutig hervor, daß die Normal-Vote-Analyse für die Bundesrepublik gegenüber der Einbeziehung der Umfrage von 1980 in die Parameterschätzung ausgesprochen robust ist. Fast alle Parameter, vielleicht mit Ausnahme der Wahlabsichten der Unabhängigen, bleiben praktisch unverändert, so daß auch die anhand der neuen Parameter berechnete *normal vote* bei der Bundestagswahl 1980 in der letzten Zeile der Tabelle 8 sich von der früheren Berechnung nur geringfügig unterscheidet. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem Befund von Miller, der für die USA der Normal-Vote-Analyse große Robustheit gegenüber der Berechnungsbasis ihrer Parameter bescheinigt⁶⁴.

64 Vgl. Miller, Normal Vote (Anm. 10).

Tabelle 8: Normal-Vote-Parameter aus Umfragen 1969–1980

Parteiidentifikation	Mittlere Wahlabsichten (%)				Mittlerer Quotient aus Wahlbeteiligungsabsicht durch tatsächliche Wahlbeteiligung
	CDU/CSU	SPD	FDP	Sonstige	
stark SPD	1,6	94,2	3,6	0,6	1,09
schwach SPD	2,6	91,9	4,6	0,9	1,08
unabhängig	35,1	36,5	22,7	5,7	1,04
schwach CDU/CSU	92,2	4,8	2,8	0,3	1,07
stark CDU/CSU	95,8	1,8	1,2	1,1	1,09
Mittlerer Quotient aus Wahlverhalten der Stichproben laut repräsentativer Wahlstatistik durch Wahlabsicht der Stichproben	1,09	0,91	1,13	1,19	–
Normale Vote 1980 aus Parametern 1969–1980	43,6	45,5	8,7	2,3	–

2.3. Die Effektkoeffizienten der Normal-Vote-Analyse

2.3.1. Die Koeffizienten L und S von Boyd

Das Ziel der Normal-Vote-Analyse ist nicht, Wahlprognosen zu liefern, sondern die zwischen Untergruppen einer Stichprobe beobachtbaren Unterschiede in der Wahlabsicht in zwei Teile zu zerlegen, und zwar in einen Teil, der auf die verschiedenen Verteilungen von Parteibindungen in den einzelnen Untergruppen zurückgeht, und in einen zweiten Teil, der damit nicht zusammenhängt und der somit vermutlich den Effekt der Unterteilung selbst – etwa nach den Einstellungen zu einem bestimmten Sachthema – widerspiegelt. Bisher sind wir zwar in der Lage, für jede beliebige Unterteilung einer Stichprobe korrigierte erwartete und beobachtete Stimmenverteilungen zu ermitteln und somit die aus der amerikanischen Literatur bekannten Normal-Vote-Diagramme zu präsentieren, wobei wegen unserer Berücksichtigung des deutschen Parteiensystems jeder Unterteilung der Stichprobe vier solche Diagramme entsprechen, je eines für CDU/CSU, SPD, FDP und Sonstige.

Normal-Vote-Diagramme können sicher eindrucksvoll und plausibel sein, etwa wenn erwartete und beobachtete Stimmenverteilungen über alle Untergruppen hinweg ganz parallel oder alles andere als parallel verlaufen. Plausibilität und Präzision sind jedoch zweierlei. Die Graphik mag intuitive Schlußfolgerungen nahelegen, eine quantitative Zerlegung der längerfristigen und kurzfristigen Einflüsse auf Wahlabsichten leistet sie nicht.

Diesem Mangel versucht Boyd abzuhelpfen, indem er die Effektkoeffizienten L und S einführt⁶⁵. Wir präsentieren hier die Formeln für L und S mit einer kleinen Modifikation für den Gebrauch in der Bundesrepublik. In den USA äußern stets weniger Befragte eine Wahlabsicht als eine Parteiidentifikation. Deshalb hat man für jede Kategorie einer Unterteilung einer Stichprobe zwei verschiedene Fallzahlen, die mehr oder weniger auseinanderfallen können. In der Bundesrepublik wollen wir nur diejenigen Befragten in die Berechnung der Effektkoeffizienten einbeziehen, die sowohl eine Parteiidentifikation als auch eine bestimmte Wahlabsicht artikulieren. Da es in der Bundesrepublik viel eher zur demokratischen Norm gehört, zur Wahl gehen zu wollen, liegt der Anteil der Befragten mit einer spezifischen Wahlabsicht stets viel höher als in den USA, so daß durch diese Modifikation kaum Fälle für die Analyse verlorengehen. Ihr Vorteil liegt in einer Vereinfachung der Formeln für L und S und vor allem auch darin, daß längerfristige und kurzfristige Einflüsse auf die Wahlabsicht für die gleichen Untergruppen der Stichprobe ermittelt werden. Unterteilen wir eine Stichprobe in K Untergruppen mit jeweils n_i Befragten, bezeichnen wir ferner die Summe der n_i als N, den in der i-ten Untergruppe erwarteten Stimmenanteil mit E_i und den in der i-ten Untergruppe beobachteten Stimmenanteil mit B_i , dann sind L und S folgendermaßen definiert:

$$L = \frac{\sum_{i=1}^K n_i \left| E_i - \frac{\sum_{i=1}^K n_i E_i}{N} \right|}{N}$$

$$S = \frac{\sum_{i=1}^K n_i \left| B_i - E_i - \frac{\sum_{i=1}^K n_i (B_i - E_i)}{N} \right|}{N}$$

L und S lassen sich anhand von Abbildung 1 graphisch veranschaulichen. Sie gibt eine Unterteilung der Stichprobe in zwei Kategorien mit den Fallzahlen n_1 und n_2 und die für eine bestimmte Partei erwarteten und beobachteten Stimmenanteile in diesen Kategorien wider. L ist die gewichtete mittlere absolute Abweichung der erwarteten Werte E_1 und E_2 von ihrem gewichteten Mittel \bar{E} , also das gewichtete Mittel der Strecken $E_1 \bar{E}$ und $E_2 \bar{E}$. Hätten wir die Unterteilung in Kategorien nicht, würden wir für alle Befragten \bar{E} erwarten. Aufgrund der Kategorisierung erwarten wir aber E_1 und E_2 , so daß die Abweichungen von E_1 und E_2 von \bar{E} den Beitrag unterschiedlicher Parteiidentifikationen für die verschiedenen beobachteten Stimmenanteile messen.

Die Veranschaulichung von S ist etwas komplizierter. Da \bar{E} und das gewichtete Mittel der beobachteten Stimmenanteile \bar{B} in der Regel nicht gleich sind, werden die erwarteten Werte durch den letzten Summanden im Zähler von S so transfor-

65 Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25).

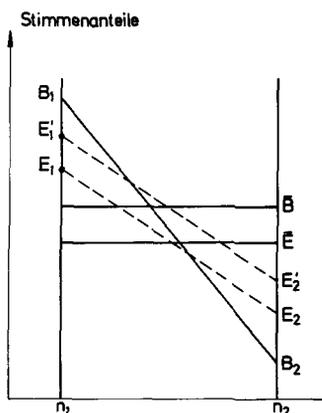


Abbildung 1:
Graphische Veranschaulichung
der Normal-Vote-Parameter

miert, daß \bar{B} und das gewichtete Mittel der transformierten erwarteten Werte E'_1 und E'_2 , das wir als \bar{E}' , bezeichnen, zusammenfallen: $\bar{E}' = \bar{B}$. Die erwarteten Werte E_1 und E_2 werden, mit anderen Worten, um die Differenz $(\bar{B} - \bar{E})$ nach E'_1 und E'_2 verschoben. Die Formel für S stellt dann das gewichtete Mittel aus den Strecken $B_1 E'_1$ und $B_2 E'_2$ dar. Diese Abweichungen der beobachteten Werte von den transformierten erwarteten Werten werden als *Effekt der Eigenschaft* interpretiert, die der Unterteilung der Stichprobe in Kategorien zugrunde liegt, also etwa verschiedener Einstellungen zu Sachfragen oder zu Kandidaten. Die beiden Effektkoeffizienten L und S zerlegen übrigens die Strecken $B_1 \bar{B}$ und $B_2 \bar{B}$ in jeweils genau zwei Teile: L ist die gewichtete mittlere Strecke aus $E_1 \bar{E}$ und $E_2 \bar{E}$, S die gewichtete mittlere Strecke aus $B_1 E'_1$ und $B_2 E'_2$. Da aber E'_1 und $E_1 + \bar{B} - \bar{E}$, ist die Strecke $E_1 \bar{E}$ gleich der Strecke $E_1 \bar{B}$ und analog für die zweite Kategorie. Im gewichteten Mittel wird also die Abweichung zwischen B und \bar{B} in eine Abweichung zwischen B und E' (S) und eine Abweichung zwischen E' und \bar{B} (L) genau aufgeteilt.

Für die Bundesrepublik berechnen wir, wie bereits erwähnt, erwartete und beobachtete Stimmenanteile für die drei großen Parteien und für sonstige Parteien. Entsprechend können wir zu jeder Untergliederung der Stichprobe nach einer bestimmten kategorialen Variablen vier Paare aus L - und S -Werten ermitteln. Auch wenn wir darauf bei den „Sonstigen“ verzichten, bleiben sechs Effektkoeffizienten übrig. Man mag das für unübersichtlich halten, wir sind aber der Auffassung, daß es nicht angeht, das Parteiensystem der Bundesrepublik in das Zwei-Parteien-Schema zu pressen. Analytisch wäre das natürlich möglich, und die Berechnungen würden sogar vereinfacht, man verschenkte aber Information darüber, welche Partei mit ihrem Abschneiden bei der Wahl in welchem Ausmaß von längerfristigen Parteibindungen und von kurzfristigen Einflüssen abhängt. Um andererseits die Wirkung dieser beiden Komponenten möglichst konzentriert zusammenzufassen, berechnen wir aus den für SPD und FDP *zusammen* erwarteten und beobachteten Werten ebenfalls Effektkoeffizienten, die sich logischerweise von denjenigen für die CDU/CSU nur geringfügig unterscheiden. Bilden wir dann das Mittel aus diesen

Effektkoeffizienten für die Koalition und für die CDU/CSU, können wir die länger- und kurzfristigen Effekte auf die Stimmenverteilung zwischen Koalition und Opposition in einem einzigen Koeffizientenpaar zusammenfassen, das am ehesten den in den Vereinigten Staaten üblichen Koeffizienten aufgrund des demokratischen Anteils der „two-party vote“ entspricht⁶⁶.

2.3.2. Kritik an den Koeffizienten von Boyd

Die Koeffizienten von Boyd sind zu einem wichtigen Bestandteil der Normal-Vote-Analyse geworden, weil erst sie es erlauben, die beiden verschiedenen Einflußkomponenten quantitativ zu gewichten. Bis vor kurzem sind sie in der Literatur vor jeglicher Kritik verschont geblieben. Klingemann und Taylor (1977) begründen etwa ihren Verzicht auf eine Normal-Vote-Analyse, deren „analytische Eleganz“ sie konzedieren, nicht durch Schwächen der Methode, sondern durch das Fehlen der Voraussetzung stabiler Parteiidentifikationen in der Bundesrepublik⁶⁷. Erst kürzlich haben Page und Jones eine sehr grundsätzliche Kritik an der Normal-Vote-Analyse vorgetragen, die sich besonders gegen die Boydschen Koeffizienten richtet⁶⁸. Sie schreiben:

“A particularly misleading procedure is the ‘normal vote’ technique. It does not attempt to give unbiased estimates of policy and party effects through regression analysis, but simply assigns the joint covariance of policy and party with the vote in two different extreme ways, so that the reader can choose between ‘long-term’ and ‘short-term’ effects. Except by chance, neither of these magnitudes correctly estimates the extent of either policy preferences or party upon the vote (or of party or policy each upon the other); indeed, the technique does not even identify boundaries around the maximum or minimum possible effects.”⁶⁹

Diese Kritik zerfällt in zwei Bestandteile: Zum einen wird moniert, daß für die Effektkoeffizienten keine klaren Maxima und Minima definiert seien, zum zweiten wird beanstandet, daß die Zerlegung der Abweichungen der beobachteten von den erwarteten Stimmenanteilen in langfristig durch Parteiidentifikation und kurzfristig bedingte Bestandteile sowohl willkürlich als auch unpräzise sei. Diese Einwände erscheinen uns so gravierend, daß wir uns im folgenden kurz mit ihnen auseinandersetzen müssen.

66 Das in Anmerkung 63 erwähnte Programm berechnet neben erwarteten und beobachteten Stimmenanteilen L und S für die CDU/CSU, SPD, FDP die Koalition und den Mittelwert für CDU/CSU und Koalition.

67 Klingemann/Taylor, *Affektive Parteiorientierung* (Anm. 33).

68 Vgl. Page/Jones, *Reciprocal Effects* (Anm. 30).

69 Ebd., S. 1078, Anm. 7.

2.3.3. Maxima und Minima der Koeffizienten von Boyd

Der erste Kritikpunkt von Page und Jones ist unberechtigt. Die Minima von L und S sind evident. Sind die erwarteten Werte in allen Kategorien einer Klassifikation der Stichprobe gleich, ist L gleich Null. Sind erwartete und beobachtete Werte in allen Kategorien identisch, ist S gleich Null.

Etwas komplizierter sind die Maxima von L und S. Haben wir zwei Kategorien mit $n_1 = n_2$, dann ist $\max(L) = 50$, wenn nämlich $E_1 = 0$ und $E_2 = 100$. $\max(S) = 100$, wenn nämlich gleichzeitig $B_1 = 100$ und $B_2 = 0$. Sind bei zwei Kategorien n_1 und n_2 verschieden, dann gilt $\max(L) = \frac{n_1 \cdot n_2}{N^2} \cdot 200$ und $\max(S) = 2 \cdot \max(L)$.

Diese Gleichungen erlauben die Aufstellung der Tabelle 9 mit Maxima von L und S bei verschiedener Besetzung der beiden Kategorien. Der Faktor 200 in der Gleichung für $\max(L)$ kommt zustande, weil in der Regel erwartete und beobachtete Werte als Prozentangaben geschrieben werden. Würde man durch 100 dividieren, 40 Prozent also als 0,4 schreiben, wäre dieser Faktor 2, und die Wertebereiche von L und S wären 0 bis 0,5 bzw. 0 bis 1.

Bei mehr als zwei Kategorien erreicht man die Maxima von L und S, wenn man die Kategorien so in zwei Gruppen mit N_1 und N_2 zusammenfaßt, daß die absolute Differenz zwischen N_1 und N_2 minimiert wird. Im Extremfall hätten alle Kategorien der ersten Gruppe erwartete Werte von Null und beobachtete Werte von 100, während es sich in der zweiten Gruppe genau umgekehrt verhielte. Nach einer solchen Gruppierung gelten wieder die obigen Formeln für $\max(L)$ und $\max(S)$, wenn man dort n_1 und n_2 durch N_1 und N_2 ersetzt.

2.3.4. Die Zerlegung von lang- und kurzfristigen Effekten durch die Boydschen Koeffizienten

Der zweite Vorwurf von Page und Jones erscheint uns nicht präzise genug für eine formale Klärung. Wir möchten ihn deshalb wie folgt reformulieren: Die Boydschen Koeffizienten erwecken zum einen den Eindruck, daß die gesamten Schwankungen der beobachteten Stimmenanteile zwischen den einzelnen Kategorien durch Partei-identifikation und durch die jeweilige Kategorisierung erklärt werden, daß also keine unerklärten Abweichungen übrig bleiben. Zum zweiten kann S den Effekt der Kategorisierung je nach den Ausgangsdaten unter Umständen drastisch über-treiben.

Bei der Behandlung des ersten Punktes müssen wir uns anhand von Abbildung 1 vergegenwärtigen, daß L und S die Abweichung zwischen B und \bar{B} in die Abweichung zwischen B und E' und zwischen E' und \bar{B} aufteilen. E' wird einfach durch Verschiebung von E um $\bar{B} - \bar{E}$ ermittelt. Das ist zwar arithmetisch korrekt, logisch aber kurzschlüssig. Der Normal-Vote-Analyse geht es nicht um die Abweichungen der beobachteten Werte von *ihrem* Mittelwert, sondern um die Abwei-

Tabelle 9: Maxima von L und S bei zwei Kategorien

Anteil der Fälle in der ersten Kategorie (%)	max (L)	max (S)	max (L + S)
0	0	0	0
10	18	36	54
20	32	64	96
30	42	84	126
40	48	96	144
50	50	100	150
60	48	96	144
70	42	84	126
80	32	64	96
90	18	36	54
100	0	0	0

chung der beobachteten Werte vom *erwarteten* Mittel. Aufgrund der Parteiidentifikation erwarten wir ohne jede weitere Information für jede Kategorisierung zunächst eben \bar{E} und nicht \bar{B} . Insgesamt zu erklären ist also ein gewichtetes Mittel der Abstände zwischen B und E und zwischen E und \bar{E} , das wir mit T bezeichnen und folgendermaßen definieren:

$$T = \frac{\sum_{i=1}^K n_i (|B_i - E_i| + |E_i - \bar{E}|)}{N}$$

Mit anderen Worten: Die Normal-Vote-Analyse will durch Parteiidentifikation und die jeweilige Kategorisierung erklären, warum erstens nicht in allen Kategorien der gleiche erwartete Wert gilt und warum zweitens die beobachteten Werte nicht gleich den erwarteten sind. Faßt man statt dessen mit Boyd die Abweichungen der beobachteten Werte von ihrem Mittel als zu erklärend auf, dann betrachtet man die Differenz $\bar{B} - \bar{E}$ als gegeben und korrigiert sie in der Formel für S hinweg. Dabei ist sie selbst ein Teil des Explanandums, so daß in der Tat die Boydschen Koeffizienten den Schluß nahelegen, unerklärte Schwankungen in den beobachteten Werten gäbe es nicht. Dies wird sofort anders, wenn man die Größe des Explanandums durch T quantifiziert. In der Regel müßte die Summe aus L und S unter T liegen, so daß die durch Parteiidentifikation und die jeweilige Kategorisierung unerklärten Schwankungen der beobachteten Wahlabsichten als $R = (T - L - S)$ gemessen werden können.

Das setzte indes voraus, daß L und S die langfristigen und die kurzfristigen Effekte adäquat messen. Die Definition von L erscheint uns akzeptabel, nicht aber die von S. Um dies zu verdeutlichen, führen wir zwei konkrete Normal-Vote-Analysen vor, welche die zwei logisch möglichen Konstellationen der Ausgangsdaten illustrieren. Im ersten Fall liegen die beobachteten Werte in allen Kategorien über oder in allen Kategorien unter den erwarteten Werten. Als Beispiel dienen

uns in Abbildung 2 die CDU/CSU-Stimmenanteile bei der Frage „Gewerkschaftsmitglied im Haushalt – ja oder nein“. Der Abbildung entnimmt man, daß die beobachteten Werte in beiden Kategorien unter den erwarteten liegen. T beträgt 12,9, L beträgt 9,0. Da die Verschiebung der erwarteten Werte nach E' um $\bar{B} - \bar{E} = -3,9$ auf die beobachteten Werte zu erfolgt, bestehen keine Bedenken, S nach der oben wiedergegebenen Formel von Boyd zu berechnen, was bedeutet, das gewichtete Mittel aus den Distanzen zwischen B_1 und E'_1 und zwischen B_2 und E'_2 zu bilden. Das Ergebnis lautet $S = 1,3$, so daß wir einen weder durch Parteiidentifikation noch durch Gewerkschaftsmitgliedschaft erklärbaren Rest von $R = 2,6$ in den Schwankungen der beobachteten Wahlabsichten für die CDU/CSU zurückbehalten. Dividieren wir L und S durch T und bezeichnen die Quotienten mit PL und PS, dann erhalten wir $PL = 0,70$ und $PS = 0,10$. PL und PS sind die durch Parteiidentifikation bzw. Gewerkschaftsmitgliedschaft erklärbaren Anteile der gesamten absoluten Abweichungen der beobachteten Wahlabsichten für die CDU/CSU vom erwarteten Gesamtmittel; 20 Prozent davon bleiben unerklärt.

Der zweite logisch mögliche Fall ist, daß über die einzelnen Kategorien hinweg die beobachteten Werte teils über, teils unter den erwarteten Werten liegen. Als Beispiel verwenden wir in Abbildung 3 die Stimmenanteile der FDP bei der Frage „Anderer Kanzlerkandidat der CDU/CSU bevorzugt – ja oder nein“. Hier liegt bei der Antwort „ja“ der beobachtete über dem erwarteten, bei der Antwort „nein“

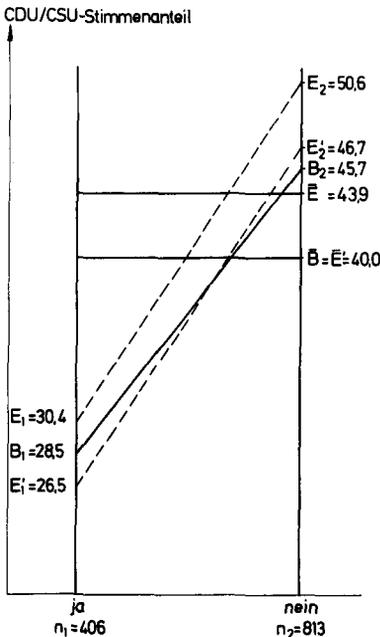


Abbildung 2:
Normal-Vote-Analyse
– erster Fall

Gewerkschaftsmitglied im Haushalt?
L = 9,0 S = 1,3 T = 12,9

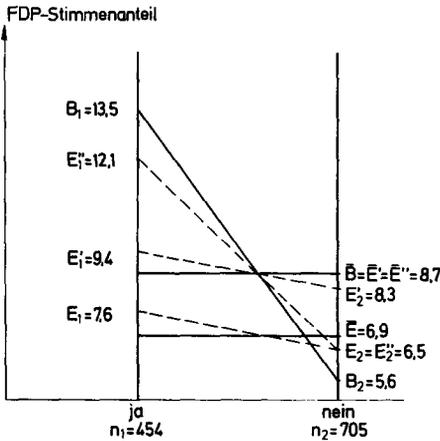


Abbildung 3:
Normal-Vote-Analyse
– zweiter Fall

Anderer Kanzlerkandidat der CDU/CSU bevorzugt?
L = 0,5 S = 3,2 S* = 1,1 T = 3,4

der erwartete über dem beobachteten Wert. Dieses Muster ist für Normal-Vote-Diagramme typischer als das erste. Die gesamten erklärungsbedürftigen Abweichungen von B von \bar{E} betragen im gewichteten Mittel $T = 3,4$. Die nach Boyd ermittelten Koeffizienten L und S sind 0,5 bzw. 3,2. Die Summe L + S liegt damit über T; es wird vermeintlich mehr erklärt, als überhaupt zu erklären ist!

Der Grund hierfür ist offensichtlich: Die erwarteten Werte werden, um \bar{E}' mit \bar{B} gleichzusetzen, um $\bar{B} - \bar{E} = 1,8$ nach oben zu E' verschoben. Jetzt geht aber in der „nein“-Kategorie in die Berechnung des Boydschen S die Distanz zwischen B_2 und E'_2 ein. Von dieser Distanz ist jedoch das Stück zwischen E'_2 und \bar{E} überhaupt nicht zu erklären, es spielt bei der Berechnung von T gar keine Rolle. Das Stück zwischen \bar{E} und E_2 ist bereits durch die unterschiedlichen Parteiidentifikationen erklärt und bei der Ermittlung von L berücksichtigt. Deshalb ist das Boydsche S inflationiert; dieser Koeffizient kann unter ungünstigen Umständen bereits allein T übersteigen.

Die notwendige Korrektur von S muß berücksichtigen, daß einerseits E um die Differenz $\bar{B} - \bar{E}$ nach oben verschoben werden muß, daß andererseits eine Verschiebung von B weg zu den aufgezeigten Konsequenzen führt. Die einzige mögliche Lösung ist die, E_2 in der „nein“-Kategorie als E''_2 zu fixieren und E allein in der „ja“-Kategorie entsprechend stärker nach E''_1 zu verschieben, damit das Kriterium $\bar{B} = \bar{E}''$ erfüllt bleibt. Statt um $\bar{B} - \bar{E}$ muß E_1 um $\frac{N}{n_1} (\bar{B} - \bar{E})$ nach E''_1 verschoben werden; damit wird aus $E_1 = 7,6$ $E''_1 = 12,1$, während $E_2 = E''_2$ bei 6,5 fixiert bleibt. Da die nach Boyd vorgeführte Definition von S in ihrem Zähler die Verschiebung von E nach E' enthält, die Anpassung von \bar{E}'' an \bar{B} aber in diesem zweiten Fall außerhalb der Formel für S erfolgt, müssen wir für diesen Fall ein modifiziertes S^* definieren:

$$S^* = \frac{\sum_{i=1}^K n_i |B_i - E_i''|}{N}$$

In diesem Beispiel ergibt diese modifizierte Berechnungsweise ein S^* von 1,1 statt vorher 3,2. S^* und L liegen zusammen bei 1,6, so daß bei einem T von 3,4 eine mittlere restliche Abweichung der beobachteten FDP-Wahlabsicht vom erwarteten Mittel von 1,8 als unerklärt zurückbleibt. Interessant ist, daß bei der FDP nur 15 Prozent der insgesamt erklärbaren Abweichungen auf das Konto der Bewertung des CDU/CSU-Kanzlerkandidaten gehen, während 53 Prozent unerklärt bleiben.

Die soeben am Beispiel vorgeführte Modifikation des Boydschen S läßt sich leicht für mehr als zwei Kategorien verallgemeinern. Bei der Ermittlung von S ist eine Fallunterscheidung notwendig. Im ersten Fall gilt das Boydsche S . Im zweiten Fall ist nach der obigen Formel S^* zu berechnen. Zuvor ist in allen Kategorien E'' wie folgt zu ermitteln: Führt die Addition von $\bar{B} - \bar{E}$ zu E zu einer Verschiebung weg von B , ist $E'' = E$ zu setzen. In allen anderen Kategorien, deren gemeinsame Fallzahl wir mit N_1 bezeichnen, ist E'' durch Addition von $(\bar{B} - \bar{E}) \cdot N/N_1$ zu E zu berechnen⁷⁰.

Da wir lediglich die Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980 methodologisch vorbereiten wollen, ist hier noch nicht der Ort zu untersuchen, welcher Zusammenhang zwischen der Zerlegung von T in L , S und R und einer Varianzdekomposition mittels multipler Determinationskoeffiziente besteht⁷¹. An dieser Stelle ist allein relevant, daß der Boydsche Effektkoeffizient S inflationiert sein kann und wir deshalb zum Teil mit einer Korrektur S^* arbeiten müssen. Das bedeutet gleichzeitig, daß in den amerikanischen Normal-Vote-Analysen durchweg die Möglichkeit besteht, daß die kurzfristigen Einflüsse auf Wahlergebnisse grob überschätzt werden. Die in der amerikanischen Literatur vorfindbaren, zum Teil recht hohen S -Werte wird man angesichts unserer Erkenntnisse sicherlich mit großer Skepsis betrachten wollen. Für die nachfolgenden empirischen Analysen der Bundestagswahl 1980 ergibt sich dadurch ein Dilemma: Beschränken wir uns völlig auf modifizierte S -Werte, ist Vergleichbarkeit mit den in den USA errechneten Größenordnungen von S nicht mehr gegeben. Bestehen wir auf Vergleichbarkeit, müssen wir Koeffizienten berichten, die unseres Wissens inflationiert sind. Diesem Dilemma versuchen wir dadurch zu entgehen, daß wir in eine erste Überblickstabelle die ursprünglichen Boydschen Koeffizienten aufnehmen, in Detailanalysen dann aber mit unserer Modifikation von S arbeiten.

70 Eine Weiterentwicklung des in Anm. 63 erwähnten Programms führt die im Text beschriebene Fallunterscheidung durch und berechnet neben L , R und T die jeweils angebrachte Variante von S sowie die drei Quotienten L/T , S/T und $(L + S)/T$. Diese Berechnungen werden ebenfalls für die CDU/CSU, SPD, FDP, die Koalition und den Mittelwert für Koalition und CDU/CSU durchgeführt.

71 Vgl. Abschnitt 4.3.2., unten, S. 412 ff.

2.3.5. Statistische Kontrolle in der Normal-Vote-Analyse

Unseres Wissens sind wir in der Bundesrepublik die ersten, die sich extensiv mit der Übertragung des Normal-Vote-Konzepts befassen. Es sei uns deshalb gestattet, eine kleine Weiterentwicklung der Methode vorzuschlagen, obwohl wir sie selbst im folgenden nicht weiter verwerten wollen. Ein möglicher Einwand gegen die Normal-Vote-Methode lautet, daß sie statistische Kontrolle nicht erlaubt, weil stets nur *eine* Unterteilung der Stichprobe einbezogen wird. Das so ermittelte S könnte eine Scheinbeziehung darstellen, wenn eine zweite Unterteilung weitgehend mit der ersten zusammenfällt und ihr kausal vorgeordnet ist. Diesem Einwand kann durch die Berechnung eines partiellen Effektkoeffizienten S_p begegnet werden. Bezeichnen wir die beobachteten und erwarteten Werte in einer ersten Kategorisierung mit B_A und E_A , in einer zweiten Kategorisierung mit B_B und E_B und in der aus beiden Klassifikationen kombinierten Unterteilung der Stichprobe mit B_{AB} und E_{AB} , dann ist S_p bei konstant gehaltener Klassifikation B, wenn also der alleinige Effekt der Klassifikation A bestimmt werden soll, definiert als

$$S_p = \frac{\sum_{i=1}^K n_i |(B_{ABi} - E_{ABi}) - (B_{Bi} - E_{Bi})|}{N}$$

Dabei muß für E entweder E' oder E'' eingesetzt werden, je nachdem, wie die im obigen Abschnitt beschriebene Fallunterscheidung ausfällt. K ist die Zahl der Kategorien in der kombinierten Klassifikation. Wir illustrieren diese Berechnungen in Tabelle 10 für die CDU/CSU mit den anlässlich der Bundestagswahl 1980 erhobenen Variablen „Kompetenz zur Preisstabilisierung“ und „Bevorzugter Kanzler“, wobei nur diejenigen 880 Befragten in die Analyse eingehen, die sowohl Parteiidentifikation als auch Wahlabsicht, Kanzlerpräferenz und Kompetenzzuweisung aufweisen.

In Tabelle 10 sehen wir für den bevorzugten Kanzler allein ein S von 6,7, für die Kompetenz zur Preisstabilisierung allein ein S von 4,5. Kombiniert man beide Klassifikationen, erhält man ein S von 6,8, was deutlich auf dasjenige Phänomen verweist, das man bei anderem methodischen Ansatz als Multikollinearität bezeichnen würde. Entsprechend sehen die partiellen Effektkoeffizienten S_p aus. Hält man die Kandidatenpräferenz konstant, ergibt sich ein partielles S für die Preisstabilisierungskompetenz von nur noch 0,5. Hält man die Kompetenz zur Preisstabilisierung konstant, erhält man ein partielles S für die Kandidatenpräferenz von 3,3. Eine weitergehende inhaltliche Interpretation dieser Ergebnisse ist hier nicht am Platz, da es nur darum gehen sollte, diese Möglichkeit der Verfeinerung der Normal-Vote-Analyse vorzuführen, die sich natürlich auch auf drei oder mehr Variablen ausdehnen läßt. Verlassen wir jetzt die Methode und gehen über zu ihrer Anwendung für die Bundestagswahl 1980.

Tabelle 10: Kontrolle von Drittvariablen in der Normal-Vote-Analyse (Stimmenanteile der CDU/CSU)

Klassifikation A: Kompetenz zur Preisstabilisierung						
		SPD	CDU/CSU			
B_{Ai}		4,1	87,4		$S^* = 4,5$	
E''_{Ai}		8,1	82,2			
n_i		499	381			
Klassifikation B: bevorzugter Bundeskanzler						
		Schmidt	Strauß			
B_{Bi}		8,0	98,2		$S^* = 6,7$	
E''_{Bi}		13,1	88,8			
n_i		566	314			
Kombinierte Klassifikation AB						
		Schmidt + SPD	Schmidt + CDU/CSU	Strauß + SPD	Strauß + CDU/CSU	
B_{ABi}		2,1	41,9	91,3	98,4	$S^* = 6,8$
E''_{ABi}		7,3	48,0	63,6	89,5	
n_i		489	77	10	304	
Reiner Effekt von A, Kontrolle von B						
$ (B_{ABi} - E''_{ABi}) - (B_{Bi} - E''_{Bi}) $	0,1	1,0	18,3	0,4	$SP^* = 0,5$	
Reiner Effekt von B, Kontrolle von A						
$ (B_{ABi} - E''_{ABi}) - (B_{Ai} - E''_{Ai}) $	1,2	11,3	31,7	3,8	$SP^* = 3,3$	

3. Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980

3.1. Vorbemerkung

Um die Bundestagswahl 1980 daraufhin analysieren zu können, in welcher Weise die Kandidatenorientierung oder die Einstellungen zu Sachfragen oder auch andere politisch relevante Merkmale das Wahlergebnis beeinflusst haben, wurde von uns im vorangegangenen Abschnitt als Maß für das „erwartete“ – d. h. das allein durch längerfristige Parteibindungen verursachte – Wahlverhalten der Bundesbürger deren *normal vote* berechnet. Wie geschildert, repräsentiert sie die theoretisch erwartete Stimmabgabe der Wähler auf der Basis der Verteilung der Parteiidentifikationen im Elektorat, bereinigt für die unterschiedlichen Wahlbeteiligungs- und Abwanderungsraten der verschiedenen Parteianhängerkategorien.

Im folgenden sollen uns die deutschen Normal-Vote-Parameter als Grundlage der Analyse von Differenzen zwischen dem erwarteten und dem beobachteten Wahlverhalten für eine Reihe theoretisch interessanter Unterteilungen der Wählerschaft dienen. Beginnen wollen wir diesen Abschnitt jedoch mit einer Interpretation der vorstehend erarbeiteten globalen Normal-Vote-Werte. Anschließend analysieren wir die durchschnittlichen Effektkoeffizienten verschiedener Merkmalsgruppen, wobei wir sowohl die relativen Lang- und Kurzeiteffekte dieser Merkmalsgruppen untereinander als auch im Vergleich zu amerikanischen Ergebnissen betrachten wollen. Im Hauptteil dieses Abschnitts schließlich werden wir auf einzelne politisch oder wahltheoretisch besonders interessant erscheinende Merkmale eingehen, deren Einfluß auf das Wahlergebnis wir sowohl grafisch verdeutlichen als auch numerisch und interpretativ behandeln wollen. Neben der Kandidaten- und der Issueorientierung werden dabei auch demographische und sozialstrukturelle Merkmale, Kompetenzeinschätzungen, Koalitionspräferenzen und Einstellungen zum politischen System der Bundesrepublik Deutschland berücksichtigt werden.

3.2. Globalanalyse der deutschen Normal-Vote-Parameter

Die durch nachträgliche Gewichtung gegenüber Antwortverzerrungen bereinigte Normalwahl der Parteien beträgt, wie wir gesehen haben, für die CDU/CSU 44 Prozent, für die SPD 46,2 Prozent und für die FDP 7,8 Prozent; der Anteil der „Sonstigen“ liegt bei 1,9 Prozent⁷². Damit unterscheiden sich beobachtete und erwartete Stimmenverteilung nur geringfügig. Das Abschneiden der CDU/CSU und der „Sonstigen“ läßt sich anhand der *normal vote* sogar exakt voraussagen, was entweder dadurch zustande gekommen sein kann, daß neben der längerfristigen Parteibindung hier keine kurzfristigen Faktoren wirksam waren, oder aber, daß zwar Kurzeiteinflüsse auftraten, sich aber in ihren Effekten gegenseitig aufhoben. Da-

72 Vgl. Tabelle 7, oben, S. 342.

gegen liegt aufgrund von Kurzzeitfaktoren das Wahlergebnis der SPD um knapp drei Prozentpunkte unter und das Ergebnis der FDP um etwa den gleichen Betrag über ihrem erwarteten Stimmenanteil.

Angesichts der bisherigen Kommentierungen des Wahlergebnisses in der Öffentlichkeit mögen diese Ergebnisse unserer Analyse überraschen. In Presse und Wissenschaft war man sich schließlich weitgehend darüber einig, daß die Kandidatur von Strauß der CDU/CSU Stimmen gekostet und daß Helmut Schmidt der SPD zusätzliche Wähler eingebracht habe. Auch unter den Wählern, einschließlich derer der Unionsparteien, gab es nicht wenige, die von der Kandidatur des bayerischen Ministerpräsidenten eine Minderung der Wahlchancen seiner Partei erwarteten. Fast 30 Prozent der Befragten, die der Union ihre (Zweit-)Stimme geben wollten und rund 80 Prozent derjenigen mit SPD- oder FDP-Wahlabsicht äußerten diese Ansicht.

Der Widerspruch zu unseren Ergebnissen ist jedoch nicht zwingend. Denkbar wäre auch, daß die beiden Unionsparteien tatsächlich unter einem Strauß-Malus zu leiden gehabt hätten und daß andere, für sie positivere Kurzzeiteinflüsse – wie z. B. im Vergleich zur SPD höhere Kompetenzeinschätzungen auf von den Wählern als wichtig erachteten Gebieten – dadurch neutralisiert worden wären. Auch ist nicht auszuschließen, daß das Stimmensplitting von SPD- und FDP-Wählern für die Diskrepanz von erwartetem und tatsächlichem Stimmenanteil beider Parteien verantwortlich war. Immerhin wollten rund 30 Prozent der Befragten, die mit ihrer Zweitstimme FDP zu wählen beabsichtigten, ihre Erststimme einem SPD-Kandidaten geben. Ob es sich hierbei primär um Leihstimmen von SPD-Anhängern für den kleinen Koalitionspartner handelte oder ob es in erster Linie genuine FDP-Anhänger waren, die ihre Erststimme sinnvoll anlegen wollten, ist ohne zusätzliche Informationen nicht mit letzter Sicherheit zu entscheiden. Angesichts der Richtung der Abweichungen des SPD- bzw. FDP-Stimmenanteils von der *normal vote* beider Parteien erscheint es uns jedoch plausibel, von einem Übergewicht der SPD-Leihstimmen zugunsten der FDP auszugehen. Wir werden darauf, ebenso wie auf die Frage von Kanzlerbonus und Strauß-Malus, noch einmal bei der Einzelanalyse der Merkmale zurückkommen⁷³.

Für den Vorsprung der SPD vor der CDU/CSU in der *normal vote* ist auch eine zweite Erklärung denkbar. Im September 1980 verweigerten 6,8 Prozent der 1518 Befragten die Antwort auf die Frage nach ihrer Parteibindung, 2,7 Prozent antworteten mit „weiß nicht“. Aufgrund der Erfahrungen mit der Wahlabsichtsfrage liegt die Vermutung nahe, daß sich unter diesen 9,5 Prozent der Befragten viel eher Anhänger von CDU und CSU als von SPD und FDP verbergen, die nicht bereit sind, ihre Parteibindung offenzulegen. Überdies fällt in Tabelle 5 auf, daß 43,3 Prozent Identifizierer der SPD nur 32,4 Prozent Identifizierern der CDU/CSU gegenüberstehen. Der proportionale Überhang der SPD-Identifikationen (33,6 Prozent) entspricht verblüffend genau dem proportionalen Überhang der SPD-Wahlabsichten in Tabelle 7 (34,5 Prozent). Mithin drängt sich die Vermutung auf, daß die Messung der Parteidentifikation in der Bundesrepublik – zumindest in den

73 Vgl. Abschnitt 3.4., unten, S. 372 ff.

siebziger Jahren – aufgrund der gleichen Mechanismen und in die gleiche Richtung verzerrt ist wie die Messung der Wahlabsicht.

Dieses Problem aufzuzeigen, bedeutet nicht, eine Lösung parat zu haben. Im Gegensatz zur Wahlabsicht fehlt ein objektiver Bezugsmaßstab zur Ermittlung und Korrektur des vermuteten Meßfehlers. Sich darum zu bemühen, muß weiterer Grundlagenforschung vorbehalten bleiben. Wir können allerdings in sehr vorläufiger Form die Konsequenzen dieses Problems für unsere Analyse aufzeigen. Korrigiert man die adjustierte Zusammensetzung des Elektorats nach Parteiidentifikationskategorien aus Tabelle 5 nochmals mittels der Bereinigungsfaktoren für die Wahlabsicht aus Tabelle 7, berechnet dann daraus und aus den Übergangsraten der Tabelle 6 eine neue *normal vote*, die schließlich wiederum für verzerrte Wahlabsichten zu korrigieren ist, so erhält man für die CDU/CSU eine *normal vote* von 47,2 Prozent, für die SPD von 43,3 Prozent, für die FDP von 7,7 Prozent und für die übrigen Parteien erneut von 1,9 Prozent.

Diese Zahlen zeigen zwei Dinge sehr deutlich. Zum einen würde bei einer höchst wünschbaren, aber derzeit noch nicht fundiert durchführbaren Korrektur der Verteilung der Parteiidentifikationen höchstwahrscheinlich das Vorverständnis reproduziert werden, daß bei der Bundestagswahl 1980 die CDU/CSU bzw. die FDP „abnormal“ niedrig bzw. hoch und die SPD etwa „normal“ abgeschnitten habe. Zum zweiten wird deutlich, daß die im folgenden vorzulegenden Befunde, wonach die meisten kurzfristigen Einflußfaktoren bei der Bundestagswahl 1980 zugunsten der Koalition und gegen die Opposition gewirkt haben, ihre Wirkung allenfalls unter-, keinesfalls jedoch überschätzen, da wir ja von einer *normal vote* ausgehen, die mit großer Gewißheit für die SPD etwas zu hoch und für die Union etwas zu niedrig ist. Im Interesse einer akkuraten quantitativen Erfassung der kurzfristigen Effekte ist dies zweifellos unerfreulich. Solange aber keine systematischen Erkenntnisse über die Verfälschung der Messung der Parteibindung vorliegen, erscheint es uns sinnvoller, im folgenden weiter mit den unkorrigierten Daten zu arbeiten als irgendwelche mehr oder weniger intuitiven Bereinigungen zu schätzen,

Faßt man unter diesen Vorbehalten in Tabelle 7 die erwarteten und beobachteten Stimmenanteile der beiden Koalitionsparteien jeweils zusammen, so ergibt sich auch in ihrem Falle nahezu perfekte Normalwahl. Die *normal vote* für SPD und FDP zusammengenommen beträgt dann 54 Prozent, ihr Zweitstimmenanteil bei der Wahl 54,1 Prozent. Derart perfekte Übereinstimmungen sind, wie das amerikanische Beispiel zeigt, höchst ungewöhnlich. In den sieben Präsidentschaftswahlen zwischen 1952 und 1976 geschah es überhaupt nur zweimal, daß die erwartete und die beobachtete Stimmenverteilung für die Demokraten und Republikaner so nahe beieinander lagen, daß man von einer Normalwahl in unserem Sinne sprechen könnte. Es handelt sich hierbei um die Wahlen von 1964 (Johnson gegen Goldwater) und 1976 (Carter gegen Ford), wo in beiden Fällen immerhin eine Abweichung zwischen beobachteter und erwarteter demokratischer Stimmabgabe von 3,1 Prozentpunkten vorlag⁷⁴.

74 Vgl. Campbell, *American Electorate* (Anm. 8), S. 266.

Will man den Vergleich mit den USA weiterführen, so zeigt sich, daß sich die *normal vote* von amerikanischen Demokraten und sozialliberaler Koalition bis auf ein Prozent genau entsprechen, daß also andererseits die Ausgangslage von Republikanern dort und Unionsparteien hier recht ähnlich ist. Doch erweist sich auch, daß sich unser Dreiparteiensystem deutlich in der Normal-Vote-Verteilung niederschlägt: Mit einem erwarteten Stimmenanteil von 7,8 Prozent liegt die FDP bundesweit erheblich über der Fünf-Prozent-Sperrklausel unseres Wahlgesetzes. Allerdings ist der Abstand nicht groß genug, daß Kurzzeiteinflüsse – etwa ein Koalitionswechsel im ungünstigen Moment – sie nicht vorübergehend unter die Fünf-Prozent-Marke drücken könnten. Wegen des damit verbundenen Verlustes an Sichtbarkeit und bundespolitischer Repräsentanz könnte dies durchaus den dauernden Exitus der Liberalen bedeuten.

Umgekehrt wird mit Hilfe des Normal-Vote-Konzepts verständlich, warum die FDP zwar immer wieder einmal aus einem Länderparlament für eine Legislaturperiode herausfällt, dann aber (zumindest bisher) regelmäßig bei der nächsten Wahl wieder den Sprung zurück in den jeweiligen Landtag schafft: Dank erhalten gebliebener bundespolitischer Sichtbarkeit und wegfallender negativer Kurzzeiteinflüsse kann sie ihr durch die *normal vote* beschriebenes längerfristiges Wählerpotential wieder ausschöpfen. Voraussetzung dafür ist selbstverständlich, daß in dem betreffenden Bundesland die *normal vote* der Liberalen tatsächlich über fünf Prozent liegt, was nach unseren Erkenntnissen derzeit in allen Bundesländern bis auf Niedersachsen der Fall ist.

Unsere Analyse zeigt ferner, daß analog zu den Republikanern in den Vereinigten Staaten die beiden Unionsparteien deutlicher (für sie) positiver Kurzzeiteinflüsse bedürfen, um ohne Koalitionspartner wieder einmal die Bundesregierung zu stellen. Immerhin jedoch hat es die Republikanische Partei aus einer noch extremeren Minderheitensituation als die Union heraus verstanden, von den nunmehr acht Präsidentschaftswahlen seit 1952 fünf für sich zu entscheiden. Obwohl die Demokraten ihren Vorsprung auf der Normal-Vote-Ebene regelmäßig (wenn auch nicht ausnahmslos) in Mehrheiten bei den Kongreßwahlen umsetzen konnten, gelang ihnen folglich während der vergangenen dreißig Jahre nur dreimal ein Sieg bei Präsidentschaftswahlen. „Mit anderen Worten: Kurzzeitfaktoren haben die Republikaner mit ungeheurer Beständigkeit begünstigt. Selbst die Siege von Kennedy und Carter erfolgten im Zeichen schwacher prorepublikanischer Kurzzeiteinflüsse“.⁷⁵ Mit einem noch attraktiveren Kanzlerkandidaten als Helmut Kohl und/oder einem weniger zugkräftigen gegnerischen Spitzenkandidaten als Helmut Schmidt hätte die Union 1976 wohl eine reelle Chance gehabt, eine absolute Mehrheit zu erzielen. Die Frage, ob 1980 mit einem anderen Kandidaten als Franz Josef Strauß an der Spitze für die CDU/CSU ein besseres Ergebnis zu erreichen gewesen wäre, wollen wir weiter unten diskutieren.

Eines der auch für uns überraschenden Ergebnisse unserer Analyse ist der leichte Wettbewerbsvorteil, den die SPD aufgrund der längerfristigen Parteibindungen

75 Ebd., S. 266 f.

gegenüber den beiden Unionsparteien zu genießen scheint. Auf Verzerrungen der Stichprobe oder den üblichen Antwortbias der Wahlabsichtsfrage kann dieses Ergebnis wohl kaum zurückgeführt werden, nachdem wir die Umfrage zur Korrektur des „Lügenfaktors“ entsprechend gewichtet haben und ihre Stichprobenqualität durch den Vergleich mit der amtlichen repräsentativen Wahlstatistik eindrucksvoll belegt wird⁷⁶. Allerdings könnte dieser kontraintuitive Befund – wie bereits ausgeführt – durch eine zugunsten der Sozialdemokraten verfälschte Messung der Parteiidentifikation verursacht sein.

Dieser scheinbare Vorsprung der SPD vor der CDU/CSU bei der *normal vote* bleibt auch dann erhalten, wenn man die Wahl von 1980 für die Berechnung der Parameter heranzieht⁷⁷. Dies unterstreicht, wie schon einmal erwähnt, die auch in den USA festgestellte Robustheit der Normal-Vote-Parameter gegenüber Veränderungen der Berechnungsgrundlage. Der leichte Rückgang der CDU/CSU- und der SPD-Werte sowie die geringfügige Zunahme der Normal-Vote-Prozentsätze von FDP und „Sonstigen“ könnten dabei durchaus ein Indiz für die nicht vollständige Immunität des Identifikationsmaßes gegenüber Kurzzeiteinflüssen darstellen. Derartige Oszillationen, die uns dann unbedenklich erscheinen, wenn die Ausschläge nicht allzu stark sind und im Mittel mehrerer Wahlen gegen Null streben, also vom Parameter her gesehen Zufallscharakter besitzen, wurden ja auch in den USA festgestellt⁷⁸.

Zur Klassifikation von Präsidentschaftswahlen haben die Autoren des „American Voter“ in Anlehnung an frühere Bemühungen V. O. Keys ein Ordnungsschema entwickelt, das sich auf Elemente des Normal-Vote-Konzeptes stützt. Dieses Schema dient dazu, Präsidentschaftswahlen nach zwei Gesichtspunkten einzuteilen: Wird erstens der Kandidat der (von der *normal vote* her gesehen) Minderheits- oder Mehrheitspartei gewählt? Handelt es sich zweitens um grundlegende Verschiebungen der längerfristigen Parteibindungen oder ist deren Verteilung gleich geblieben⁷⁹? Aus diesen beiden Einteilungskriterien ergeben sich vier Typen von Wahlen:

- (1) *Maintaining Elections*, bei denen sich das bereits während der abgelaufenen Wahlperiode dominierende Muster der Verteilung von Parteiidentifikationen fortsetzt und wo die Mehrheitspartei den Präsidenten stellt;
- (2) *Deviating Elections*, bei denen zwar die Verteilung der Parteiidentifikationen im Elektorat gleichbleibt, wo aber aufgrund von Kurzzeiteinflüssen die Mehrheitspartei die Wahl verliert;
- (3) *Converting Elections*, in denen zwar die bisherige Mehrheitspartei der Wahlsieger ist, jedoch einem bedeutenden Wechsel ihrer längerfristigen Anhängerschaft ausgesetzt ist;
- (4) *Realigning Elections*, bei denen die bisherige Minderheitspartei sowohl den Präsidenten stellt als auch aufgrund beträchtlicher Verschiebungen innerhalb der Wählerschaft hinsichtlich der *normal vote* zur Mehrheitspartei avanciert.

76 Vgl. Tabelle 7, oben, S. 342.

77 Vgl. Tabelle 8, oben, S. 343; Abschnitt 2.2.5., oben, S. 341.

78 Vgl. Dobson/Angelo, *Party Identification* (Anm. 13).

79 Vgl. Campbell/Converse/Miller/Stokes, *Elections* (Anm. 4), S. 63 ff.

Solche tiefgreifenden Verschiebungen der *normal vote*, wie sie die Kategorien (3) und (4) vorsehen, sind allerdings äußerst selten und in der vom Konzept der „Critical Elections“ geforderten Abruptheit auf Zeiten ernster politischer Krisen beschränkt, wie sie in den USA während der großen Depression und des New Deal und in Deutschland als Folge der Weltwirtschaftskrise am Ende der Weimarer Republik existierten. Daher rührt auch der Name des Konzepts⁸⁰.

Dieses Schema, das über eine bloße Klassifikation zum Zwecke der Ordnung von Phänomenen hinausgeht, indem es auf künftig zu erwartende Wahlentwicklungen hinweist, läßt sich ohne großen Aufwand auf unser Parteiensystem übertragen, wenn man anstelle der einen Mehrheitspartei in unserem bipolaren System die jeweilige Regierungskoalition oder ein aus der Opposition heraus nach der Regierungsverantwortung strebendes Parteienbündnis setzt (vorausgesetzt, es weist auf der Normal-Vote-Ebene die geforderte Mehrheit auf).

Es stellt sich die Frage, um was für einen Wahltyp es sich bei der Bundestagswahl 1980 handelt. Ein Blick auf die Verteilung der Parteiidentifikationen 1976 und 1980 zeigt uns, daß erstens die sozialliberale Koalition bei beiden Wahlen auf der Ebene der Normalwahl die Mehrheitsposition einnahm, und daß sich zweitens keinerlei dramatische Änderungen in der Verteilung oder Zusammensetzung der Parteianhängerschaften der beiden politischen Lager während dieses Zeitraums ergaben. Zwar liefern die Umfragen, auf denen unsere gesamte Analyse basiert, nur Querschnittsdaten, doch müßten derartig tiefgreifende Verschiebungen in den Parteianhängerschaften, wie sie das Konzept der „Critical Elections“ vorsieht, auch im Aggregat sichtbar werden, indem zum Beispiel andere Bevölkerungsgruppen als bisher sich mit den jeweiligen Parteien identifizierten. Hier gibt es jedoch zwischen 1976 und 1980 kaum Nennenswertes zu berichten. Neue Wählerkoalitionen wurden in diesen vier Jahren jedenfalls nicht geschlossen, auch fanden keine tiefgreifenden gesellschaftlichen Umwälzungen oder politisch-ökonomische Großkrisen statt, so daß die Bundestagswahl von 1980, darauf deutet ja auch ihr bereits hervorgehobener Charakter als annähernd perfekte Normalwahl hin, am ehesten als „Maintaining Election“ im Sinne des Konzepts der Critical Elections einzustufen ist. Daß sie sich im Gegensatz zu den amerikanischen Wahlen gleichen Typs durch eine hohe Wahlbeteiligung und – wie wir noch sehen werden – durch das Wirken recht starker Kurzzeiteinflüsse auszeichnet, ist wohl primär auf die sehr viel höhere Wahlbereitschaft der Bundesbürger, die durch die Regelungen des Bundeswahlrechts mit seiner automatischen Registrierung der Wahlberechtigten kräftig gefördert wird, zurückzuführen.

80 Vgl. hierzu auch Falter, *Einmal mehr* (Anm. 32) und die dort genannte Literatur.

3.3. Zur Interpretation verschiedener Merkmalsdimensionen

3.3.1. Die Effektkoeffizienten L, S, S* und R

In diesem Abschnitt wollen wir verschiedene Gruppen von Merkmalen miteinander vergleichen und ihre durchschnittlichen Kurzzeit- und Langzeiteffekte vor dem Hintergrund amerikanischer Normal-Vote-Analysen interpretieren. Die in den nachstehenden Übersichtstabellen zusammengefaßten Variablenbündel, zu denen wir durch eine Art qualitativer Dimensionsanalyse gekommen sind, umfassen dabei sämtliche von uns zum Zwecke dieser Untersuchung herangezogenen Variablen. Auf eine Reihe von ihnen werden wir im nächsten Abschnitt noch näher eingehen⁸¹. Bevor wir uns nun der inhaltlichen Interpretation der einzelnen Merkmalsdimensionen zuwenden, noch einige Anmerkungen zur Bedeutung der in den Tabellen referierten Kennwerte.

Die in den Übersichtstabellen wiedergegebenen Effektkoeffizienten stellen Mittelwerte aus den Einzelgrößen für die verschiedenen Parteien (CDU/CSU vs. SPD und FDP) dar. Sie repräsentieren folglich die *durchschnittlichen* Lang- und Kurzzeiteffekte des jeweiligen Merkmals. Am Fuß jeder Teiltabelle wird ferner das arithmetische Mittel für die Effektkoeffizienten der einzelnen Variablenbündel angegeben. Mit seiner Hilfe wollen wir die relativen Effekte der verschiedenen Merkmalsdimensionen vergleichbar machen.

Insgesamt werden in den Tabellen vier Koeffizienten referiert: L, S, S* und R. Während wir L und S für alle aufgeführten Variablen berechnet haben, liegen für S* und R entsprechende Werte nur im Falle derjenigen Merkmale vor, die uns theoretisch interessant genug erschienen, um im nächsten Abschnitt näher diskutiert zu werden. Bei L und S handelt es sich um die bekannten Boydschen Effektkoeffizienten, die seit ihrer Publikation in allen amerikanischen Normal-Vote-Analysen Anwendung finden⁸². Trotz unserer in Abschnitt 2.3. begründeten Bedenken referieren wir sie aus Gründen der Vergleichbarkeit.

Für den Langzeitkoeffizienten L besteht zwischen unserer und der von Boyd vorgeschlagenen Lösung kein Unterschied. Er repräsentiert die durchschnittliche absolute Prozentpunktdifferenz zwischen der erwarteten Stimmabgabe in den Kategorien der betreffenden Variablen und der für die Gesamtbevölkerung erwarteten Stimmabgabe. Diese Differenz entsteht durch die unterschiedliche Verteilung der Parteiidentifikationen in den Kategorien eines Merkmals. Je unterschiedlicher diese Verteilung ist, desto höher fällt tendenziell L aus⁸³. Die Verteilungsunter-

81 Vgl. Abschnitt 3.4., unten, S. 372

82 Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25).

83 „Tendenziell“ deshalb, weil es sich um einen gewichteten Durchschnitt handelt, in den die Zahl der Fälle in den Kategorien eingeht.

schiede sind im allgemeinen historisch bedingt und werden in der Normal-Vote-Analyse gewöhnlich als gegeben behandelt⁸⁴.

Im Falle des Merkmals „Religion“ beispielsweise sind in der Kategorie „katholisch“ erheblich mehr Anhänger der Unionsparteien vertreten als in der Kategorie „protestantisch“. Aus den Verteilungen der Parteianhänger ergibt sich aber, wie im methodischen Teil gezeigt, die erwartete Stimmabgabe für die Parteien. Je höher der Anteil der CDU-Anhänger an den Mitgliedern einer Kategorie, desto höher ist der zu erwartende Stimmenanteil der Union, um so geringer ist umgekehrt der erwartete Wähleranteil der SPD.

Der Langzeitkoeffizient L gibt mit anderen Worten an, wie hoch der Informationsgewinn ist, den wir aufgrund unserer Kenntnis über die unterschiedliche Besetzung der Kategorien eines Merkmals mit den Anhängern der verschiedenen Parteien erzielen. Am geringsten, nämlich gleich Null, ist dieser Informationsgewinn, wenn alle Kategorien des betreffenden Merkmals die gleiche Verteilung von Parteianhängern aufweisen, denn dann entspricht die Parteiidentifikationsverteilung in den Kategorien exakt der Verteilung in der Gesamtbevölkerung⁸⁵.

Ein L-Wert von Null bedeutet folglich, daß sich zwischen der zugrundeliegenden Parteiidentifikationsverteilung und dem Merkmal, d. h. der unabhängigen Variablen, keinerlei Beziehung feststellen läßt. Von Null differierende Werte geben die durchschnittliche gewichtete Abweichung der erwarteten Stimmabgabe für jede Kategorie des Merkmals von der erwarteten Stimmabgabe der Gesamtbevölkerung an; im Falle der nachstehenden Übersichtstabellen handelt es sich dabei, wie oben erklärt, um gemittelte Werte.

Zusammenfassend läßt sich die Bedeutung des L-Koeffizienten nochmals wie folgt schildern: In der Nomenklatur der Normal-Vote-Analyse bilden die verschiedenen L-Werte jeweils *den* Teil der beobachtbaren Unterschiede in der Wahlabsicht zwischen verschiedenen Untergliederungen der Grundgesamtheit ab, der auf differierende Verteilungen von Parteiidentifikationen in den einzelnen Untergruppen (und eben nicht auf den Effekt des Merkmals selbst) zurückgeht.

Der Kurzzeitfaktor S hingegen versucht, *den* Teil der Unterschiede in der Wahlabsicht zwischen den Kategorien eines Merkmals zu messen, der *nicht* auf die differierenden Parteiidentifikationsverteilungen in den einzelnen Untergruppen zurückzuführen ist, sondern vermutlich einen Effekt dieser Unterteilungen selbst darstellt. Falls keine Abweichung von der „normal vote“ vorliegt, nimmt S einen

84 So läßt sich zum Beispiel die Konzentration der Katholiken in christlichen Parteien (Zentrum, BVP, CDU, CSU etc.) bis auf das Paulskirchenparlament und vor allem den Bismarckschen Kulturkampf zurückverfolgen. Vgl. Seymour M. Lipset/Stein Rokkan (Hrsg.), *Party Systems and Voter Alignments*, New York: The Free Press 1967; Derek W. Urwin, Germany: Continuity and Change in Electoral Politics, in: Richard Rose (Hrsg.), *Electoral Behavior*, New York: The Free Press 1974.

85 Anstelle von L könnte man hier auch ein PRE-Maß, wie z. B. Lambda, berechnen, das in standardisierter Form ausdrückt, wie stark unsere Kenntnis über die Verteilung der Parteiidentifikationen in den Kategorien die Voraussage des erwarteten Abstimmungsverhaltens verbessert. Im Vergleich zu L hätte Lambda den Vorteil, daß die Koeffizienten einen fest definierten Schwankungsbereich (von 0 bis 1) aufweisen. *Nachteilig* wäre, daß L und S bzw. S* dann nach unterschiedlichen Prinzipien berechnet würden.

Wert von Null an. Dies trifft auch dann zu, wenn die Abweichungen für alle Kategorien der unabhängigen Variablen gleich sind und in dieselbe Richtung weisen, da in diesem Falle die betreffende Variable keinen Einfluß auf die beobachteten Abweichungen von der *normal vote* haben kann. Hierfür wären gegebenenfalls andere Einflüsse verantwortlich zu machen.

Ist S größer als Null, zeigt es die durchschnittliche Abweichung des beobachteten Stimmverhaltens von der (aufgrund der Parteiidentifikationen) erwarteten Stimmabgabe in den verschiedenen Merkmalskategorien an⁸⁶. Je höher der S -Wert, desto stärker ist der (Kurzzeit-)Effekt der Eigenschaft zu veranschlagen, die der Unterteilung der Wählerschaft in Kategorien zugrundeliegt⁸⁷.

Der im methodischen Teil unserer Analyse entwickelte Koeffizient S^* , mit dem wir versuchen, zwei gewichtige Mängel des Boydschen Kurzzeitkoeffizienten zu vermeiden, ist analog zu interpretieren. Der Hauptmangel von S liegt unserer Ansicht nach darin, daß es den Eindruck erweckt, als blieben keine unerklärten Abweichungen übrig, daß also – varianzanalytisch gesprochen – L und S die gesamte Varianz in der abhängigen Variablen zu erklären vermögen. Daraus rührt der zweite Mangel von S her: In vielen Fällen sind die auf der Boydschen Berechnungsformel beruhenden Werte des Kurzzeitkoeffizienten viel zu hoch, weil er Teile der vom Merkmal und der Parteiidentifikationsverteilung nicht erklärten Schwankung der abhängigen Variablen umfaßt⁸⁸.

Der ebenfalls in den Übersichtstabellen bei einer Reihe von Variablen referierte Koeffizient R mißt die durch Parteiidentifikation und die jeweilige Kategorisierung

86 Miller/Miller, *A Majority* (Anm. 26), S. 762; Boyd, *Popular Control* (Anm. 25), S. 448 f.; Warren E. Miller/Teresa E. Levitin, *Leadership and Change*, Cambridge: Winthrop 1976, S. 124.

87 Es erscheint uns sinnvoll, zwischen „echten“ Kurzzeitfaktoren, wie sie die Kandidaten- und Issueorientierung darstellen, und „unechten“ Kurzzeitfaktoren, die etwa im Zusammenhang mit demographischen und sozialstrukturellen Merkmalen gemessen werden, zu unterscheiden. Der Kurzeffekt bei solchen per definitionem langfristig angelegten Merkmalen wie Konfession oder Gewerkschaftsmitgliedschaft kommt dadurch zustande, daß Issues oder Kandidaten, die mit diesen Merkmalen in Verbindung gebracht werden, bei einer Wahl eine Rolle spielen. Die an sich langfristigen Merkmale werden auf diese Weise, wie zum Beispiel anlässlich der Wahl Kennedys zum ersten katholischen Präsidenten der USA, kurzfristig politisiert. Ferner gilt es zwischen den differierenden Kausalrichtungen bei diesen beiden Typen von Kurzeffekten zu unterscheiden: Die unterschiedliche Verteilung der Parteiidentifikationen in den Merkmalskategorien ist bei den „unechten“ Kurzzeitfaktoren als Folge des Merkmals selbst zu interpretieren. Man ist nicht Katholik, weil man sich der CDU/CSU verbunden fühlt, sondern man identifiziert sich als Katholik eher mit den Unionsparteien als mit der SPD oder FDP; diese Tendenz ist, wie gesagt, historisch begründet. Umgekehrt gilt im Falle der „echten“ Kurzzeitfaktoren, daß die unterschiedliche erwartete Stimmabgabe in den Merkmalsausprägungen keine Folge des Merkmals selbst darstellt, sondern eine Konsequenz der Parteibindung ist: Man schreibt der CDU/CSU beispielsweise Lösungskompetenzen auf einem bestimmten Gebiet vor allem deswegen zu, weil man sich mit ihr identifiziert. Diejenigen, die von dieser Regel abweichen, sowie die Unabhängigen bilden die Basis für den Kurzeinfluß des Merkmals. Formal gesprochen, ist also im ersteren Falle, bei den „unechten“ Kurzzeitfaktoren, die Parteiidentifikation die intervenierende Variable, im letzteren Falle, bei den „echten“ Kurzzeitfaktoren, ist sie unabhängige Variable.

88 Vgl. Abschnitt 2.3.4., oben, S. 347 ff.

unerklärten Schwankungen des tatsächlichen Abstimmverhaltens. Die notwendige Folge dieser Modifikation der Effektkoeffizienten ist, daß das von uns verwendete S^* häufig niedriger und in keinem Falle höher liegt als das Boydsche S . Oft dürften die in den amerikanischen Normal-Vote-Analysen gemessenen Kurzzeiteffekte zu hoch angesetzt sein. In den Detailanalysen in Abschnitt 3.4. beschränken wir uns deshalb auf die Verwendung unserer modifizierten Effektkoeffizienten und der damit zusammenhängenden Maße PS und PL⁸⁹.

Ein Beispiel soll die Bedeutung der einzelnen Effektkoeffizienten nochmals verdeutlichen. Wir greifen hierzu auf die bereits in Abschnitt 2.3.5. in anderem Zusammenhang diskutierte Kombinationsvariable „Kanzlerpräferenz und Kompetenz zur Preisstabilisierung“ zurück⁹⁰. Die Stichprobe wurde zu diesem Zwecke in jene vier Merkmalsausprägungen zerlegt, die sich aus der Kreuzung der Variablen „Kanzlerpräferenz“ (mit den beiden Ausprägungen „Schmidt“ und „Strauß“) und der Variablen „Größere Kompetenz in Sachen Preisstabilität“ (mit den Ausprägungen „SPD“ und „CDU/CSU“) ergeben.

Erwartungsgemäß weist das derart konstruierte Merkmal mit 35,0 bzw. 6,4 einen sehr hohen L-Wert und einen hohen S-Wert auf (der nach der Boydschen Formel berechnete durchschnittliche S-Wert liegt sogar bei 7,7). Der weder durch die Langzeit- noch durch die Kurzzeitkomponente des Merkmals erklärte Rest R beträgt im Mittel (d.h. über Koalition und Opposition hinweg) 1,9 Punkte. PS schließlich, das ist der durch das Merkmal erklärbare Anteil der mittleren absoluten Gesamtabweichung T des beobachteten vom global erwarteten Wählerverhalten (der proportionale Kurzzeiteffekt also), beträgt 0,147 oder rund 15 Prozent, während gut 80 Prozent dieser Gesamtabweichung durch die Parteiidentifikation erklärt werden kann; fünf Prozent endlich bleiben unerklärt.

Inhaltlich lassen sich diese Werte wie folgt interpretieren: Die tatsächliche Stimmabgabe bei der Bundestagswahl 1980 ist nicht unwesentlich davon beeinflusst worden, welcher Kanzlerkandidat von den Wählern bevorzugt und welche Partei gleichzeitig als kompetenter bei der Bekämpfung des Preisanstiegs angesehen wurde. Es handelt sich hierbei um einen der stärksten von uns gemessenen Kurzzeiteffekte überhaupt. Gleichzeitig erweist sich das Merkmal als ungewöhnlich stark parteipolitisch besetzt, was zumindest im Falle der Kanzlerpräferenz nicht verwunderlich ist, da erfahrungsgemäß ein Großteil der Parteianhänger die Kandidaten der eigenen

89 Auf eine weitere, unseres Erachtens allerdings nur vermeintliche, Schwierigkeit bei der Interpretation von S weist RePass hin. Er moniert, daß sich (das Boydsche) S nicht dazu eigne, den gesamten Einfluß eines Merkmals in Relation zu anderen Merkmalen auszudrücken, da es ihm hierfür an der notwendigen *standard base* fehle. Aus diesem Grund lasse sich mit seiner Hilfe auch keine Reihenfolge des Einflusses von Kurzzeitfaktoren bilden, wie das beispielsweise Boyd tut. Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25), S. 448; David E. RePass, Comment: *Political Methodologies in Dissaray*, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1967, H. 3, S. 817. Uns erscheint diese Kritik als nicht ganz einseitig, da Relationen, die auf Prozentpunktdifferenzen basieren, durchaus bezüglich ihrer Größe miteinander verglichen und untereinander geordnet werden können. Möglicherweise vermißt RePass aber auch einen unserem T vergleichbaren Wert, der uns als Basis für die Berechnung von R, PL und PS dient.

90 Vgl. auch Tabelle 10, oben, S. 353.

Couleur denen der Gegenpartei vorzieht. Bei den Kompetenzzuweisungen ist die Sachlage nicht so eindeutig. Wir werden daher weiter unten nochmals im Zusammenhang mit anderen Kompetenzzuweisungen darauf zu sprechen kommen⁹¹.

3.3.2. Zur Wirkung verschiedener Variablengruppen

Im folgenden wollen wir die in mehreren Übersichtstabellen zusammengefaßten Merkmalsdimensionen hinsichtlich ihrer durchschnittlichen Langzeit- und Kurzzeiteffekte miteinander vergleichen und ihre Wirkung vor dem Hintergrund der Ergebnisse amerikanischer Normal-Vote-Analysen interpretieren. Da S^* nur für einige theoretisch interessantere Merkmale berechnet wurde, stützen wir unsere Diskussion ausschließlich auf die wiedergegebenen S-Werte, die ebenso berechnet wurden wie in amerikanischen Analysen. Dennoch haben wir in den Übersichtstabellen auch die verfügbaren S^* - und R-Werte angegeben, weil wir in den Einzelanalysen aus Raumgründen nicht auf alle Merkmale gesondert eingehen können.

Generell bietet sich, vergleicht man nur die Mittelwerte der einzelnen Merkmalsdimensionen, folgendes Bild: Außer bei der Variablengruppe „Sachfragen“ und in etwas geringerem Maße bei den Merkmalsklassen, die sich auf die Kandidatenorientierung und die Stellung der Befragten gegenüber Parteien, Regierung und Koalition beziehen, dominieren sehr niedrige Kurzzeitkoeffizienten. Ähnlich sieht es bei den L-Werten aus; lediglich unter den „Einstellungen zum politischen System“ und den demographischen und sozialstrukturellen Variablen treten hier zusätzlich noch mittelhohe Langzeitkoeffizienten auf.

Diese Verteilungen über alles entsprechen weitestgehend den theoretisch begründeten Erwartungen: Es sind vor allem die klassischen Kurzzeitfaktoren der sozialpsychologischen Theorie des politischen Wählerverhaltens, nämlich die Issue- und die Kandidatenorientierungen, die den stärksten Kurzzeiteffekt ausüben⁹². Dagegen weisen die anderen Einstellungs- und Verhaltensdimensionen, die sich stärker an das Konzept der Politischen Kultur anlehnen und sowohl eine Reihe von Einstellungen zum politischen System und zur gesellschaftlichen Ordnung als auch Definitionen der eigenen Rolle im politischen Entscheidungsprozeß umfassen, relativ geringe Kurzzeitbeziehungen zum Wahlergebnis auf.

91 Um tatsächlich einen entsprechenden Kurzzeiteinfluß ausüben zu können, müssen die in der Variable zusammengefaßten Merkmale für die Wähler von entsprechender Sichtbarkeit gewesen sein; ferner müssen die Befragten bereits vor der Wahl entsprechende Kandidatenpräferenzen und Kompetenzeinschätzungen gehabt haben (d.h. es darf sich dabei nicht um nachträgliche Rationalisierungen der Wahlentscheidung handeln). Mittels einer einzigen Querschnittsbefragung, wie sie uns für die Bundestagswahl 1980 zur Verfügung stand, läßt sich das Vorliegen dieser Bedingungen streng genommen nicht nachweisen. Hierfür wären Panelanalysen geeigneter. Vgl. als Beispiel Jürgen W. Falter/Kurt Ulbricht, *Zur Kausalanalyse qualitativer Daten*, Frankfurt a.M./Bern; Peter Lang 1982. Uns ist nur die Feststellung möglich, daß die untersuchten Einflüsse einen prognostischen Beitrag zur Erfassung des Wählerverhaltens 1980 leisten. Vgl. Brody/Page, Comment (Anm. 29), S. 750 ff.; Miller/Miller, A. *Majority* (Anm. 26). S. 764 f.

92 Vgl. Campbell/Converse/Miller/Stokes, *American Voter* (Anm. 6).

Die durchweg recht hohen L-Werte innerhalb der Variablen­gruppe „Demographie und Sozialstruktur“, insbesondere bei den Merkmalen „Kirchgang“, „Konfession“, „Gewerkschaftsmitgliedschaft“ und „Regionale Herkunft“, spiegeln den Effekt unterschiedlicher Parteiidentifikationsverteilungen in den jeweiligen Merkmalskategorien wider. Es handelt sich hier um Faktoren, die – nicht nur in der Bundesrepublik, sondern in den meisten westlichen Demokratien – im allgemeinen recht stark mit dem Wahlverhalten kovariieren; sie werden daher immer wieder in sozialstrukturell orientierten Wahlanalysen herangezogen⁹³.

Hohe S-Werte wären bei diesen Variablen nur zu erwarten gewesen, wenn bestimmte demographische oder sozialstrukturelle Gruppen durch Wahlkampf und politische Ereignisse vor der Bundestagswahl 1980 besonders politisiert worden wären. Dazu hätte beispielsweise eine strikt auf die Trennung von Kirche und Staat abzielende Politik der Bundesregierung beitragen können, wie sie in Ansätzen kurzzeitig innerhalb der FDP sichtbar (aber auch genau so schnell wieder unterdrückt) wurde. Daß eine derartige akute Politisierung der Sozialstruktur bei der Bundestagswahl 1980 nicht stattgefunden hat, belegen unsere Daten.

Diese Ergebnisse decken sich weitgehend mit den Resultaten amerikanischer Normal-Vote-Analysen. Allerdings liegen dort mangels entsprechend ausgeprägter

Tabelle 11: Demographie und sozialstrukturelle Variablen

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Bundesland	10	7,4	2,6	1,9	2,0
Schulabschluß	9	4,4	2,5		
Konfession	4	9,9	2,4	1,3	1,6
Ortsgröße	10	6,5	2,1		
Alter	7	4,7	2,1		
Kirchgang	6	12,5	1,7	1,5	1,4
Berufstätigkeit des Befragten	10	4,4	1,7		
Selbsteinschätzung der Schichtzugehörigkeit	9	6,8	1,5	0,4	2,3
Berufsgruppe des Befragten	5	6,3	1,3	1,3	1,4
Gewerkschaftsmitgliedschaft	4	8,8	1,0	0,7	2,1
Schichtzugehörigkeit der Wohngegend	8	4,0	1,0		
Vergleich mit beruflicher Stellung des Vaters	3	2,9	0,9		
Geschlecht	2	0,3	0,3		
Mittel		6,1	1,6	1,2	1,8

93 Vgl. z. B. Pappi, *Sozialstruktur* (Anm. 34).

sozialstruktureller Cleavages die L-Werte der demographischen Variablen im allgemeinen sehr viel niedriger als bei uns; lediglich die Merkmale „Rasse“, „Religion“ und „Gewerkschaftsmitgliedschaft“ weisen etwas höhere Langzeitkoeffizienten auf⁹⁴. Was die Kurzzeiteffekte angeht, konstatieren Miller und Levitin: „As in virtually all of the presidential elections of the previous twenty years, the *direct* relationship of position in the social structure to voting behavior provided negligible additional insight into the nature of *short-term influences* affecting the vote.“⁹⁵ Eine nennenswerte Ausnahme von dieser Regel stellt lediglich die Kennedy-Wahl von 1960 dar, wo sehr heftig um die Frage gestritten wurde, ob ein Katholik Präsident der Vereinigten Staaten werden dürfe. Die Auseinandersetzungen darüber führten zu einem bedeutenden Kurzzeiteffekt des Merkmals „Religion“, indem katholische Wähler weit stärker, als das aufgrund ihrer längerfristigen Parteineigungen zu erwarten gewesen wäre, demokratisch wählten; bei Protestanten hingegen, namentlich denen des damals noch an sich fest der Demokratischen Partei verbundenen Südens, erzielte Kennedy deutlich weniger Stimmen als ihm unter „normalen“ Umständen wohl zugefallen wären⁹⁶.

Bei den Variablen, die sich mit dem politischen Engagement, dem politischen Umfeld und der politischen Partizipation sowie der politischen Kompetenz, d.h. mit der Definition der eigenen Rolle im politischen Entscheidungsprozeß, beschäftigen, sticht bei ansonsten sehr niedrigen L- und S-Werten nur ein einziges Merkmal mit höheren Kurzzeitkoeffizienten hervor: die „Häufigkeit von politischen Gesprächen in der Familie“. Erstaunlicherweise weist die Variable „Häufigkeit von politischen Gesprächen im Bekanntenkreis“ keine vergleichbar hohen Werte auf. Möglicherweise wirkt der Wahlkampf durch die intimste und geschlossenste aller Primärgruppen, die Familie, sehr viel stärker auf die Wahlentscheidung ein als durch Primärgruppenmitglieder außerhalb der Familie, wo die Vertraulichkeit geringer und die selbstauferlegte Zensur in politischen Fragen sehr viel größer zu sein scheint⁹⁷.

Hierauf deuten auch die Ergebnisse einer Reihe von Intensivinterviews hin, die von einer Münchner Arbeitsgruppe wahlkampfbegleitend anlässlich der Bundestagswahl 1980 in Bayern durchgeführt worden sind: Die Gespräche innerhalb der Familie wirkten ausgesprochen stabilisierend und mobilisierend im Sinne der dominanten Parteibindungen. Familienmitglieder, die – vor allem zugunsten der Grünen – noch zu Beginn des heißen Wahlkampfes Abweichungstendenzen vom traditionellen Wahlverhalten der Familie erkennen ließen, wurden häufig während der letzten Wochen

94 Vgl. Miller/Levitin, *Leadership* (Anm. 86), S. 129–133; Miller/Miller, *A Majority* (Anm. 26), S. 774 f.

95 Miller/Levitin, *Leadership* (Anm. 86), S. 132.

96 Vgl. Converse, *Concept* (Anm. 4).

97 Vgl. hierzu Erwin K. Scheuch, Die Sichtbarkeit politischer Einstellungen im alltäglichen Verhalten, in: Erwin K. Scheuch/Rudolf Wildenmann (Hrsg.), *Zur Soziologie der Wahl*, Köln und Opladen: Westdeutscher Verlag 1965, S. 169–214.

vor der Wahl politisch wieder „resozialisiert“, so daß sie dann doch im Sinne der ursprünglichen familiären Parteiorientierungen abstimmten⁹⁸.

Beschäftigten sich die bisher besprochenen Merkmalsdimensionen primär mit sozialstrukturellen Lagen und politischen Verhaltensabsichten sowie mit Engagement- und Wahrnehmungsfaktoren, d. h. im Prinzip längerfristig festliegenden Tendenzen, so haben die noch ausstehenden Variablengruppen vor allem kürzerfristig formulierte, dennoch aber parteipolitisch relativ stark besetzte Einstellungen und Bewertungen zum Gegenstand. Konsequenterweise erhöhen sich hier die Werte der Effektkoeffizienten beträchtlich. Zwar weist das Variablenbündel „Einstellungen zum politischen System“ als im Sinne des politischen Kulturkonzepts relativ generalisierte Attitudendimension ebenfalls noch recht niedrige Kurzzeitkoeffizienten auf, doch ist ihr L-Faktor bereits relativ hoch. Besonders stark ausgeprägt ist hier die Langzeitkomponente bei einigen Variablen, die sich mit der Rolle von Kirchen, Gewerkschaften und Streitkräften befassen. Bei, wie gesagt, relativ geringer Kurzzeitkomponente zeichnen sich diese Merkmale folglich durch ihre parteipolitische Polarisierung aus. Für die Bundestagswahl 1980 allerdings waren sie, trotz der aufflammenden öffentlichen Debatte um die politische Rolle der Kirchen nach dem Wahlhirtenbrief der Bischöfe, von untergeordneter Bedeutung.

Vergleichbare grundlegende Einstellungen wurden auch in amerikanischen Normal-Vote-Analysen über die Präsidentschaftswahlen 1968 bis 1976 untersucht. So beschäftigen sich einige Einstellungsfragen mit der Haltung der Wählerschaft

Tabelle 12: Politisches Interesse

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Wie oft politisches Gespräch in der Familie?	3	0,5	6,7	1,0	1,4
Politisches Interesse	5	1,4	1,2		
Wie oft politisches Gespräch mit Bekannten?	3	1,5	1,1		
Mit Bekannten kürzlich politisches Gespräch?	2	0,4	1,0		
Wie oft sehen Sie politische Fernsehsendungen?	4	2,3	0,8		
In Familie kürzlich politisches Gespräch?	2	0,2	0,5		
Mittel		2,0	1,9		

98 Vgl. Karl-Werner Brand/Harro Honolka, *Lebenswelt und Wahlentscheidung*, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 22. Jg. 1981, H. 3, S. 305–326.

Tabelle 13: Politische Partizipation

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S
Würde eigenen Standpunkt vertreten	2	0,6	1,8
Würde an Straßendiskussion teilnehmen	2	0,7	1,8
Würde in Versammlung diskutieren	2	0,0	1,5
Würde Wahlplakate kleben	2	0,7	1,5
Würde Plakat ans Haus kleben	2	1,2	1,3
Würde mit Leuten diskutieren	2	0,6	1,1
Würde Werbematerial verteilen	2	0,6	1,1
Würde an Wahlversammlung teilnehmen	2	2,3	1,0
Würde Autoaufkleber kleben	2	2,9	0,7
Würde für Wahlkampf spenden	2	1,2	0,7
Würde Anstecknadel tragen	2	2,6	0,6
Macht Bekennen politischer Ansichten etwas aus?	2	0,8	0,5
Würden Sie mit politischen Gegnern sprechen?	2	0,3	0,4
Mittel		1,1	1,1

Tabelle 14: Politische Kompetenz

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S
Kein Einfluß auf Politik	4	2,5	2,8
Politiker ignorieren Leute wie mich	4	2,3	1,9
Wahl ist einziger Einfluß auf Regierung	4	3,1	1,1
Mittel		2,6	1,9

gegenüber verstärkten Regierungsaktivitäten in sozial- und wirtschaftspolitischen Angelegenheiten, in der Minoritätenfrage, der Ausdehnung von Bürgerrechten etc. Die amerikanischen Untersuchungen zeigen für diese und andere eher ins Grundsätzliche reichende Streitfragen teils ähnlich hohe, teils aber auch niedrigere Langzeitkoeffizienten als die von uns für den deutschen Kontext gemessenen. Dagegen liegen ihre Kurzzeitwerte durchweg – typischerweise sogar um das zwei- bis dreifache – höher als unsere Werte. Prinzipiellere Einstellungen zum politischen System und zur gesellschaftlichen Ordnung scheinen folglich zwar bei den amerikanischen Präsidentschaftswahlen 1968 bis 1976, nicht jedoch bei der Bundestagswahl 1980

Tabelle 15: Politisches Umfeld

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S
Ist Familie geschlossen für eine Partei?	3	1,7	1,0
Sagen Bekannte wahre politische Meinung?	3	0,8	0,9
Sind Bekannte geschlossen für eine Partei?	3	0,5	0,8
Können Sie bei Bekannten alles sagen?	2	2,3	0,2
Mittel		1,3	0,7

Tabelle 16: Einstellung zum politischen System

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Politische Ordnung ideal?	4	7,1	4,2	1,2	2,8
Bedeutung Umweltfragen bei wirtschaftlichen Entscheidungen	7	4,7	3,0		
Bedeutung Ausbau staatlicher Ordnungskräfte	7	6,1	2,9		
Sollen Gewerkschaften Mitsprache in Politik haben?	11	10,8	2,4		
Bedeutung christlicher Werte in Familie	7	12,7	2,3		
Soll man Streikrecht einschränken?	3	12,3	2,3		
Veränderung der politischen Ordnung nötig?	4	6,8	2,3	2,0	1,7
Zufriedenheit mit politischem System	4	4,9	2,3		
Soll man Wehrdienstverweigerung einschränken?	3	7,6	2,2		
Soll Kirche Mitsprache in Politik haben?	11	12,2	1,9		
Bedeutung Einfluß Bürgerinitiativen	7	2,3	1,9		
Soll man Einreise von Ausländern einschränken?	3	5,6	1,8		
Bedeutung Mitsprache der Bürger	7	5,0	1,8		
Soll man Parteien einschränken?	3	4,4	1,8		
Bedeutung Expertenentscheidungen in Politik	7	3,4	1,7		
Soll man Fernsehen einschränken?	3	6,9	1,0		
Mittel		6,6	2,0		

als Kurzzeitfaktoren das Wahlergebnis beeinflußt zu haben⁹⁹. Auf einige dieser Faktoren werden wir im nächsten Abschnitt nochmals zurückkommen.

Sehr viel höhere Langzeit- und Kurzeiteffekte als die bis jetzt besprochenen Variablengruppen weisen die bereits von der sozialpsychologischen Theorie des Wählerverhaltens als Kurzzeitfaktoren charakterisierten Kandidaten- und Issue-orientierungen sowie die Einschätzungen von Lösungskompetenzen der Parteien und Politiker auf. Auch hierin bestehen Parallelen zu amerikanischen Ergebnissen, wobei allerdings in den US-Studien wiederum weitaus häufiger als bei uns die S-Werte die L-Werte übersteigen¹⁰⁰.

Diese Differenzen zwischen deutschen und amerikanischen Effektkoeffizienten deuten darauf hin, daß in unserem Parteiensystem die Kandidaten- und Sachorientierungen sehr viel stärker parteipolitisch determiniert sind als in den Vereinigten Staaten. Dies kann als Folge des immer noch wesentlich höheren Organisations- und Ideologisierungsgrades des deutschen Parteiensystems interpretiert werden. Stärker als in den Vereinigten Staaten durchdringen hierzulande relativ eng mit den sozialstrukturellen Cleavages verbundene Gruppierungen bis in den kommunalen

Tabelle 17: Kandidaten

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Bevorzugter Kanzler	3	30,4	7,6	5,6	3,3
Skalometer Strauß	11	27,9	6,5	4,8	2,5
Skalometer Genscher	11	9,7	5,2	3,7	1,7
Skalometer Kohl	11	23,7	4,6	3,0	2,4
Chancen der CDU/CSU durch Strauß verändert?	3	19,4	4,1		
Skalometer Schmidt	11	23,6	3,7	2,4	3,1
Führungspositionen richtig besetzt?	2	18,5	3,7		
Links-rechts Einstufung Schmidt	11	9,6	2,6		
Links-rechts Einstufung Strauß	11	11,4	2,5		
Anderer Kandidat der CDU/CSU bevorzugt?	2	5,2	1,7	1,7	0,9
Zufrieden mit Spitzenkandidaten?	2	4,6	1,0	0,9	2,5
Anderer Kandidat der SPD bevorzugt?	2	0,6	0,5		
Mittel		15,3	3,6	3,2	2,3

99 Vgl. Miller/Levitin, *Leadership* (Anm. 86), S. 137–139; Miller/Miller, *A Majority* (Anm. 26), S. 763; Miller, *Partisanship* (Anm. 8); Boyd, *Popular Control* (Anm. 25).

100 Vgl. Boyd, *Popular Control* (Anm. 25), S. 448; Miller/Levitin, *Leadership* (Anm. 86), S. 134 ff., 147 ff.

Tabelle 18: Parteien, Regierung, Koalition

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Wie soll Koalition aussehen?	4	30,7	8,0	4,5	4,3
Wer soll regieren, damit zufrieden?	5	37,0	7,4		
Wie gefallen die Parteien, erster Rang?	5	34,2	6,1	3,8	3,7
Links-rechts Einstufung ideale Partei	11	19,9	5,3	3,2	2,9
Voraussichtlicher Gewinner der Wahl	3	18,9	4,4		
Links-rechts Einstufung FDP	11	9,3	4,1		
Links-rechts Einstufung CSU	11	12,2	3,1		
Links-rechts Einstufung SPD	11	13,4	2,9		
Braucht man die Grünen?	2	4,9	2,9		
Etablierte Parteien lösen Probleme nicht	4	5,5	2,8		
Links-rechts Einstufung CDU	11	6,4	2,7		
Parteiengründung notwendig?	2	0,1	1,8		
CDU/CSU Regierung	3	0,9	1,7		
Wo stehen die Grünen politisch?	3	5,2	0,7		
Mittel		14,2	3,9		

Bereich hinein das öffentliche Leben. Unsere Parteien stellen Mischformen aus Volks- und Weltanschauungsparteien dar mit, im Vergleich zu den USA, höherer programmatischer Sichtbarkeit und Klarheit, wodurch naturgemäß einzelne Sachfragen und Kompetenzzuweisungen die Tendenz zu längerfristiger Politisierung haben. Dies wird von den höheren L-Werten deutlich widerspiegelt.

Im Gegensatz dazu lassen sich die amerikanischen und deutschen Kurzzeitkoeffizienten in ihrer Stärke durchaus auf die gleiche Stufe stellen. Dies zeigt einerseits, daß L und S in beiden politischen Kulturen eher positiv zusammenhängen: „... with some notable exceptions, previously politicized issues are the ones that get activated for and used by the voter during the campaign“¹⁰¹. Andererseits bedeutet das, daß zusätzlich zu den vorhandenen Langzeiteinflüssen bei der Bundestagswahl 1980 von politischen Streitfragen wie „Koalitionspräferenz“, „Kanzlerpräferenz“, „Kompetenzzuweisungen“ etc. ein starker Kurzzeiteinfluß ausgegangen ist. Wir werden uns daher im folgenden noch näher mit diesen Merkmalen auseinandersetzen. Festzuhalten bleibt hier, daß zwischen den verschiedenen Merkmalsdimensionen erhebliche Wirkungsunterschiede bestehen, wobei trotz der insgesamt niedrigeren Kurzzeiteffekte bei uns weitgehend die gleichen Muster zu Tage treten wie in den USA.

101 Brody/Page, Comment (Anm. 29), S. 452.

Tabelle 19: Sachfragen

Variable	Anzahl der Kategorien	L	S	S*	R
Kompetenz Sauberkeit im Staat	3	29,1	7,2	4,9	2,3
Kompetenz Umweltschutz	3	29,1	7,2	4,9	2,3
Kompetenz Preisstabilität	3	33,2	7,1	4,4	3,1
Kompetenz Steuersenkung	3	31,8	7,1	4,7	3,1
Kompetenz Arbeitsplatzsicherung	3	33,9	6,5	4,2	4,5
Kompetenz Verhältnis zu USA	3	26,6	6,5	3,6	2,9
Kompetenz Alterssicherung	3	34,2	6,4	4,1	2,8
Kompetenz Ausbildung	3	29,0	6,4	4,4	2,8
Kompetenz Wiedervereinigung	3	24,9	6,3	4,0	3,0
Kompetenz Sicherung vor russischem Angriff	3	28,2	6,2		
Kompetenz Verhältnis zu UdSSR	3	13,9	3,0	1,9	3,2
Bedeutung Wirtschaftswachstum	7	2,6	2,5		
Allgemeine ökonomische Lage heute	5	8,2	2,3	1,5	2,0
Wichtigstes politisches Ziel	4	3,9	2,3		
Eigene wirtschaftliche Lage heute	5	1,9	1,9	1,4	1,9
Allgemeine ökonomische Lage in einem Jahr	5	6,7	1,1	0,8	2,5
Eigene wirtschaftliche Lage in einem Jahr	5	3,9	1,0		
Mittel		20,1	4,8	3,2	2,8

3.4. Normal-Vote-Analyse ausgewählter Merkmale

Im folgenden wollen wir, in Anlehnung an amerikanische Vorbilder, den Einfluß einiger ausgewählter Variablen auf das Wahlergebnis näher analysieren. Wir bedienen uns dabei der üblichen Normal-Vote-Grafiken, in denen für das jeweilige Merkmal nach Kategorien getrennt für jede Partei oder Parteienkombination die erwartete und die beobachtete Stimmabgabe aufgetragen wird. Die erwarteten Stimmanteile sind dabei mittels unterbrochener und die beobachteten Stimmanteile mittels durchgezogener Linien gekennzeichnet. Je stärker die Ausschläge der unterbrochenen Linien, d.h. je höher die Differenzen zwischen den Normal-Vote-Werten der verschiedenen Kategorien für eine bestimmte Partei, desto höher ist tendenziell der Langzeiteffekt des Merkmals, desto stärker ist es folglich parteipolitisch besetzt. Je größer die Abstände zwischen den unterbrochenen und den durchgezogenen Linien, desto weiter liegen erwartete und beobachtete Stimmabgabe auseinander, desto ausgeprägter pflegt folglich der Kurzzeiteffekt des Merkmals zu sein.

Um Platz zu sparen, beschränken wir die grafische Darstellung auf die kumulierten Werte der sozialliberalen Koalition. Die Verteilungen für die CDU/CSU verhalten sich praktisch spiegelbildlich dazu, so daß die getrennte Darstellung der Unions-Grafiken kaum zusätzliche Information liefern würde. Am Fuß der jeweiligen Grafiken geben wir jedoch zusätzlich die entsprechenden Effektkoeffizienten für die drei im Bundestag vertretenen Parteien an, wobei wir CDU und CSU der Einfachheit halber als eine Partei behandeln.

An dieser Stelle ist ein wichtiger Hinweis angebracht. Wir müssen davon ausgehen, daß sowohl die beobachteten als auch die erwarteten Werte in den nachfolgenden Grafiken nicht frei von systematischen Verzerrungen sind. Das Mittel der beobachteten Stimmabgabe für die Koalition in diesen Schaubildern liegt stets um 56 Prozent, das tatsächliche Wahlergebnis betrug aber nur 54,1 Prozent. Die Ursache dieser Diskrepanz ist darin zu sehen, daß unsere Korrektur der Wahlabsichten durch die Parameter der Tabelle 7 nicht völlig ausreicht, weil – wie ebenfalls aus dieser Tabelle ersichtlich – die Wahlabsichten 1980 besonders stark von der Union zur SPD verfälscht waren. Das Mittel der erwarteten Stimmabgabe für die Koalition liegt in den folgenden Grafiken in der Regel um 54 Prozent – eben dem Wert der sozialliberalen *normal vote*. Wie in Abschnitt 3.2. ausgeführt, dürfte dieser Wert aufgrund fehlerbehafteter Messung der Parteiidentifikation um einige Prozentpunkte zu hoch liegen. Da beide Störfaktoren jedoch über alle Kategorien der jeweiligen analytischen Variablen hinweg gleichförmig wirken, können unsere inhaltlichen Ergebnisse dadurch nicht umgestürzt werden. In den „wahren“ Normal-Vote-Grafiken für die Koalition wären die beobachteten Werte im Mittel um etwa zwei Prozentpunkte, die erwarteten Werte um einen prinzipiell unbekanntes – aller Wahrscheinlichkeit nach aber höheren – Betrag nach unten zu verschieben. Die Richtung der ermittelten Zusammenhänge zwischen kurzfristigen Erklärungsvariablen und dem Wahlergebnis bliebe davon natürlich unberührt, ihre Größenordnung wird hier eher etwas unterschätzt.

3.4.1. Der Effekt des Stimmensplitting

Es ist eine der Besonderheiten des Wahlsystems der Bundesrepublik Deutschland, daß jeder Wähler zwei Stimmen hat: die Erststimme für einen Wahlkreis Kandidaten und die Zweitstimme für eine Parteiliste. Auf diese Weise besteht die Möglichkeit, parteipolitisch gesehen die beiden Stimmen zu splitten, d.h. den Kandidaten einer anderen Partei zu wählen als derjenigen, der man die Zweitstimme gibt. Daß dieses recht komplizierte System nur von einem Bruchteil der Wähler voll durchschaut wird, belegen Umfragen. So waren vor der Bundestagswahl 1980 noch nicht einmal 50 Prozent der Befragten in der Lage anzugeben, welche der beiden Stimmen denn für die endgültige Mandatsverteilung den Ausschlag gebe.

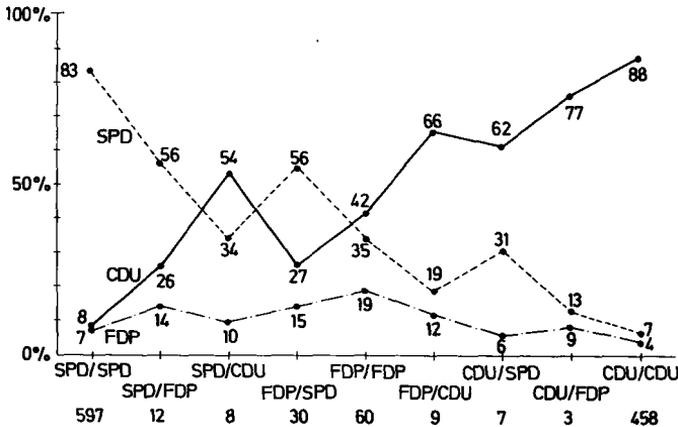
Es verwundert daher nicht, daß von der Möglichkeit des Stimmensplitting, wenn auch mit allmählich ansteigender Tendenz, immer nur wenige Wähler Gebrauch machen. Laut der von uns verwendeten Umfrage waren es genau sechs Prozent, die

ihre Erststimme parteipolitisch anders vergeben wollten als ihre Zweitstimme. Am meisten davon profitieren konnte, wie schon 1976, die FDP¹⁰².

Die Normal-Vote-Analyse der verschiedenen Kombinationen von Zweit- und Erststimme belegt, daß neben extrem starken Parteeffekten, die sich in den höchsten von uns überhaupt gemessenen Langzeitkoeffizienten niederschlagen, äußerst starke Kurzzeiteffekte zu beobachten sind; auch die S-Koeffizienten stellen die mit Abstand höchsten von uns gemessenen Werte dar. Allerdings ist ihr *relativer* Erklärungsbeitrag angesichts der hohen L-Koeffizienten für SPD und CDU/CSU recht niedrig¹⁰³.

Am weitaus stärksten ausgeprägt ist der *relative* Kurzzeiteffekt im Falle der FDP. Von den sechzig Befragten, die mit beiden Stimmen FDP wählen wollten, hätten dies aufgrund der Normal-Vote-Werte nur zwölf tun dürfen; 21 von ihnen hätten den theoretischen Erwartungen zufolge eigentlich der SPD und 25 der CDU/CSU ihre (Zweit-)Stimme geben sollen. Möglicherweise handelt es sich hier um Leihstimmen von Personen, die mit den Regelungen unseres Wahlsystems nicht ganz vertraut waren oder die, wenn sie schon leihen, dies gleich auch konse-

Abbildung 4: Kombination Zweitstimme/Erststimme



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	35.9	10.0	3.1	.73	.204
SPD	35.1	12.4	3.1	.70	.245
FDP	2.3	10.4	1.7	.16	.720

102 Vgl. Abb. 4.

103 Der beobachtete Stimmenanteil in den einzelnen Kategorien beläuft sich per definitionem auf 0 Prozent oder 100 Prozent; auf eine Abtragung der Normal-Vote-Kennlinien für die drei Parteien haben wir deshalb verzichtet. In den nachfolgenden Graphiken stellen wir jeweils erwartete und beobachtete Stimmenanteile je Partei bzw. Parteiengruppierung einander gegenüber.

quent tun wollten. Es kann aber auch genauso gut sein, daß es hierbei gar nicht um Leihstimmen geht, sondern um anderweitig motivierte vorübergehende Abwanderungen, sei es, weil der Spitzenkandidat der eigenen Partei nicht gefiel, sei es, daß man in der damaligen politischen Situation auf einer Reihe von subjektiv für wichtig erachteten Gebieten die FDP für lösungskompetenter hielt als die anderen Parteien.

Festzuhalten bleibt, daß starke Kurzzeiteinflüsse tätig waren, die auch bei den konsistenten SPD- und CDU/CSU-Wählern für eine Differenz von 17 bzw. 12 Prozentpunkten zwischen Wahlabsicht und erwartetem Wert verantwortlich waren. Worum es sich im einzelnen dabei gehandelt haben kann, wollen wir im folgenden näher untersuchen.

3.4.2. Demographische und sozialstrukturelle Faktoren

Wir beschränken unsere Analyse auf die Betrachtung einiger weniger Variablen, die sich in vielen Wahluntersuchungen als bedeutsame Einflußfaktoren oder besser: statistisch signifikante Korrelate des deutschen Wählerverhaltens erwiesen haben. Die Durchschnittswerte der anderen von uns analysierten demographischen und sozialstrukturellen Merkmale werden in den bereits besprochenen Übersichtstabellen referiert¹⁰⁴.

Kausalfaktoren des Wählerverhaltens im strengen Sinne des Begriffs stellen diese Variablen allerdings nicht dar. Vielmehr sind sie Indikatoren für soziale Sanktions- und Sozialisationsprozesse parteipolitischen Inhalts, durch die – zumeist schon seit Jahrzehnten festliegende – Parteibindungen großer Bevölkerungsgruppen von deren Mitgliedern erworben, verstärkt und weitergegeben werden. Da es sich um relativ statische Faktoren handelt, stellen sie auch für die im Zusammenhang mit ihnen gemessenen Kurzzeiteinflüsse nur Indikatoren dar: Durch die Verbindung mit umstrittenen Kandidaten oder Sachfragen werden sie kurzzeitig politisiert, bis der Anlaß der Politisierung (meist bereits schon am Wahltag) entfällt. Hält die Politisierungsphase länger an und ergeben sich daraus interne Verschiebungen in den Parteiidentifikationsverteilungen zwischen den einzelnen Kategorien eines Merkmals, können aber auch längerfristige Veränderungen der Normal-Vote-Parameter daraus resultieren. Für eine bestimmte Wahl jedoch, das bleibt als Ergebnis dieser Überlegungen festzuhalten, indiziert die Differenz zwischen erwarteter und beobachteter Stimmabgabe das Wirken anderer, mit dem Merkmal nicht identischer, sondern lediglich korrelierender Kurzzeiteinflüsse.

Die Kurz- und Langzeitkoeffizienten der von uns näher analysierten Merkmale (Konfession, Kirchengangshäufigkeit, Beruf, subjektive Schichtzugehörigkeit, Gewerkschaftsmitgliedschaft und regionale Herkunft) bewegen sich sämtlich in den gleichen Größenordnungen. Im Falle der beiden großen Parteien ist die Langzeitkomponente jeweils recht stark ausgeprägt: am deutlichsten bei den Merkmalen Konfes-

104 Vgl. Abschnitt 3.3.2., oben, S. 364 und Tabelle 11, oben, S. 365.

sion und Kirchengangshäufigkeit, am geringsten bei den Variablen Beruf und Schicht. Sie erklären zwischen 60 und 90 Prozent der merkmalsbedingten Schwankungen von SPD- und CDU/CSU-Stimmenanteil.

Die Kurzzeiteffekte hingegen liegen in ausgesprochen niedrigen Regionen; ihre relative Erklärungskraft ist insgesamt gering. Die im Durchschnitt deutlich höher liegenden relativen Kurzzeitkoeffizienten für die FDP sind dabei vor allem auf die geringe Determination des FDP-Stimmenanteils durch Langzeitkomponenten (maximal 39 Prozent) zurückzuführen; die FDP-Wähler der Bundestagswahl 1980 scheinen ihre Stimme relativ unbeeinflusst von traditionellen Parteibindungen hauptsächlich in Antwort auf kürzerfristige Ereignisse hin abgegeben zu haben.

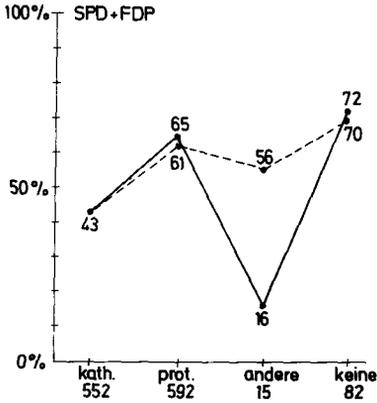
Bei den beiden Konfessionsvariablen ist ein stärkerer Kurzzeiteffekt für die CDU/CSU, bei den Merkmalen Beruf und Schicht ein stärkerer Kurzzeiteffekt für die SPD zu beobachten. Die Frage, ob es sich hierbei um positive oder negative Einflüsse handelt, ist mit Hilfe der Effektkoeffizienten allein nicht zu beantworten, da diese auf der Basis absoluter Prozentpunktdifferenzen berechnet werden¹⁰⁵. Hier hilft nur ein Blick auf die Prozentverteilungen innerhalb und zwischen den Merkmalskategorien weiter. Dabei zeigt sich, daß die CDU/CSU bei Katholiken und bei Wählern, die ab und zu oder häufiger in die Kirche gehen, in etwa entsprechend ihrem erwarteten Stimmenanteil abschnitt, bei Protestanten und Konfessionslosen sowie bei Personen, die seltener oder nie in die Kirche gehen, hingegen weniger Stimmen erzielte als aufgrund der längerfristigen Parteibindungen zu erwarten gewesen wäre. Möglicherweise handelt es sich hier um einen sicherlich unbeabsichtigten Negativeffekt des Wahl-Hirtenbriefes der katholischen Bischöfe und der öffentlichen Diskussion darüber. Auf jeden Fall jedoch war dieser Effekt äußerst gering.

Erstaunlicher ist angesichts des Selbstverständnisses und des Images der Freien Demokratischen Partei als einer eher laizistisch eingestellten Kraft, daß sie bei denjenigen, die ihre Kirchenbindung durch wenigstens gelegentlichen Kirchengang manifestieren, deutlich besser abschnitt, als aufgrund der Normal-Vote-Parameter zu erwarten war und daß sie ausgerechnet bei den Befragten, die selten oder nie zur Kirche gehen, Stimmeneinbußen hinnehmen mußte. Forderungen aus den Reihen der FDP kurz vor der Wahl, eine stärkere Trennung von Staat und Kirche durchzuführen, scheinen der FDP nicht geschadet zu haben.

Der Kurzzeiteffekt der beiden Sozialstrukturvariablen „Beruf“ und „Subjektive Schichteinschätzung“ ist, wie gesagt, vernachlässigbar. Nur bei den Selbständigen und Beamten ist ein leichter Bonus zugunsten der Parteien der sozialliberalen Koalition festzustellen. Die Schichtungsvariable weist lediglich im Falle der Oberschicht (bei nur vier Nennungen überhaupt!) eine geringfügige Diskrepanz zwischen erwartetem und beobachtetem Stimmenanteil von FDP und SPD auf, die eindeutig zu Lasten der SPD geht, wie unsere Daten im einzelnen zeigen. Doch ist die statistische Basis in diesem Falle viel zu gering, um weitergehende Antworten zu erlauben. Festzuhalten bleibt, daß über die traditionellen Cleavages hinaus auch im Falle

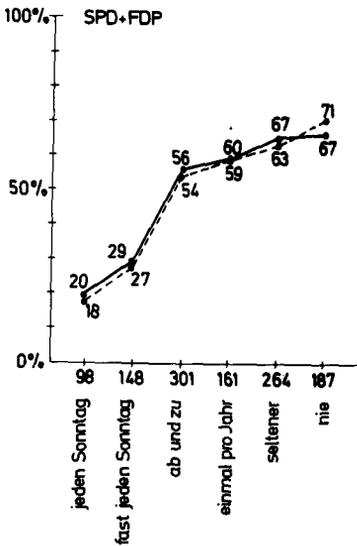
105 Vgl. RePass, Comment (Anm. 89), S. 817.

Abbildung 5: Konfession



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	10.0	2.4	1.8	.71	.17
SPD	8.7	0.8	0.5	.87	.08
FDP	1.2	0.3	1.5	.39	.11

Abbildung 6: Kirchgang

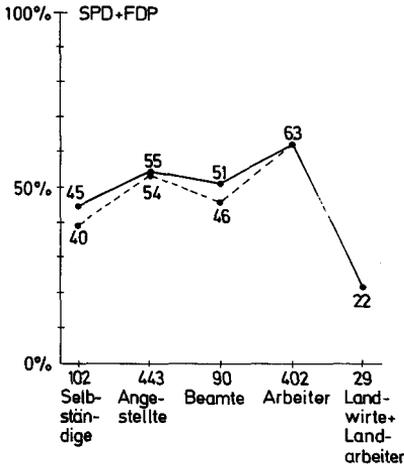


	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	12.5	1.6	1.8	.79	.10
SPD	11.4	0.7	0.8	.89	.05
FDP	1.3	1.4	1.5	.31	.34

dieser beiden Variablen bei der Bundestagswahl 1980 keine zusätzliche Politisierung stattfand.

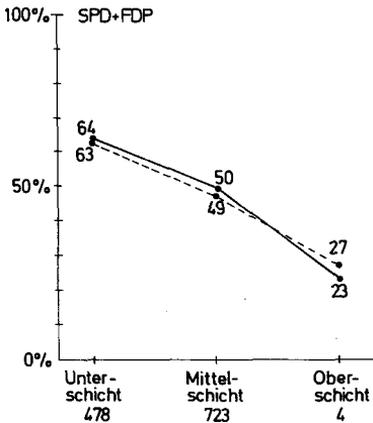
Ein weiterer „klassischer“ Prädiktor des deutschen Wählerverhaltens ist die Variable „Gewerkschaftsmitgliedschaft“, wobei in unserem Falle danach gefragt wurde, ob man selbst und/oder ein anderes Familienmitglied Angehöriger einer Gewerkschaft sei. Zu erwarten war ein relativ hoher Wert der Langzeitkomponente und, da unseres Wissens gewerkschaftliche Fragen trotz recht eindeutiger Wahl-

Abbildung 7: Beruf des Befragten



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	6.8	0.7	2.4	.62	.06
SPD	6.8	2.0	0.3	.73	.22
FDP	0.0	0.9	2.0	.01	.32

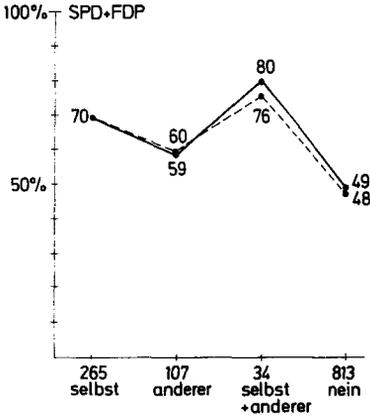
Abbildung 8: Schichtzugehörigkeit (Selbsteinschätzung)



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	6.3	1.2	3.5	.64	.12
SPD	6.1	1.3	0.6	.80	.16
FDP	0.3	0.7	1.8	.10	.23

empfehlungen des DGB zugunsten der SPD im Bundestagswahlkampf keine große Rolle spielten, ein niedriger Wert des Kurzzeitkoeffizienten. Diese Erwartung wurde voll bestätigt. Wie schon im Falle der katholischen Kirche führte die Wahlkampfempfehlung des DGB sichtlich nur zu einer Aktivierung und Mobilisierung der bestehenden Parteipräferenzen. Irgendeinen konvertierenden Effekt scheint sie nicht gehabt zu haben. Lediglich im Falle der FDP ist bei den Nichtmitgliedern ein geringer positiver Kurzzeiteffekt feststellbar, der für immerhin 20 Prozent der merkmalsbedingten Stimmenschwankungen dieser Partei verantwortlich ist.

Abbildung 9: Gewerkschaftsmitglied im Haushalt



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	8.8	1.1	3.0	.68	.09
SPD	9.1	0.3	0.6	.92	.03
FDP	0.2	0.4	1.4	.11	.20

Der letzte der hier behandelten demographischen und sozialstrukturellen Variablen, das Bundesland, in dem die Wähler zu Hause sind, gewinnt angesichts der Kandidatur des bayerischen Ministerpräsidenten und seines nicht nur politischen, sondern auch geographischen Antipoden, des Hanseaten Helmut Schmidt, an zusätzlichem Interesse. Vielfach war zu hören, Franz Josef Strauß „komme nördlich des Mains nicht an“, und dies um so weniger, je weiter nach Norden man sich bewege. Neben recht hohen Langzeitkoeffizienten sollte man, falls diese Annahme zutrifft, daher auch recht ausgeprägte Kurzzeiteffekte erwarten. Dies ist jedoch nicht der Fall!

Besser, als aufgrund ihrer Normal-Vote-Werte zu erwarten, schneiden die Unionsparteien lediglich in Hamburg (!) und in Rheinland Pfalz ab. Bemerkenswert ist, daß es Franz Josef Strauß selbst in seiner engeren Heimat nicht gelang, ein über den Normal-Vote-Erwartungen liegendes Wahlergebnis zu erzielen: Unseren Daten zufolge blieb die CSU in Bayern ganz knapp unter ihrem erwarteten Stimmenanteil. Die stärkste (für die Union negative) Diskrepanz von beobachtetem und erwartetem Abstimmungsergebnis ist in Schleswig-Holstein und in Hessen zu finden. Die überaus niedrigen Normal-Vote-Werte und tatsächlichen Stimmenanteile der CDU im Saarland sind mit Sicherheit auf einen statistischen Ausreißer angesichts der geringen Befragtenzahl in diesem Bundesland zurückzuführen. Festzuhalten bleibt, daß das erwartete Nord-Süd-Gefälle *in den Differenzen von beobachteter und erwarteter Stimmabgabe* nicht existiert.

Die Werte für die sozialliberale Koalition verhalten sich praktisch spiegelbildlich zu den Resultaten der beiden Unionsparteien. Der Einfluß der Kurzzeitkomponente ist hier geringfügig höher. Auch die sozialliberale Koalition konnte die stärkste Entsprechung von Normal-Vote-Erwartungen und tatsächlichem Stimmenanteil in Bayern erzielen. Insgesamt war der Regionaleffekt bei der Bundestagswahl 1980 geringer als vermutet, wenn man nicht das zweifelsfrei vorhandene und leicht erkennbare

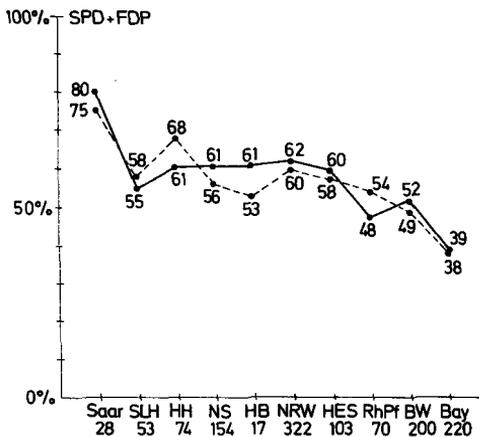
Nord-Süd-Gefälle der Stimmergebnisse oder der *normal vote*, sondern die Abweichungen zwischen beiden, d.h. den Kurzzeiteffekt des Merkmals „Region“, untersucht.

3.4.3. Einstellungen zur politischen Ordnung

Aus dem Bereich der grundlegenden Einstellungen zur politischen Ordnung und zum politischen System wollen wir vier Merkmale herausgreifen: die Frage, ob man eine Veränderung der politischen Ordnung für notwendig halte oder nicht, einen Index der Einschränkung politischer Freiheitsrechte und zwei Fragen zur Mitsprache der Kirchen und Gewerkschaften in der Politik. Während die beiden letzteren Merkmale aus aktuellem Anlaß, nämlich der öffentlichen Diskussion über den bereits mehrfach erwähnten Wahl-Hirtenbrief der katholischen Bischöfe, relativ hohe Kurzzeiteffekte erwarten lassen, geht es bei den anderen beiden Variablen um derart grundsätzliche Fragen, daß eher mit geringen Kurzzeit- und hohen Langzeitkoeffizienten zu rechnen ist.

Diese Erwartungen werden von den Daten so nicht bestätigt. Im Gegenteil, sowohl die absoluten als auch die relativen Kurzzeitkoeffizienten sind bei den Fragen zum Mitspracherecht von Kirchen und Gewerkschaften sogar noch niedriger als die keinesfalls besonders ausgeprägten Kurzzeitkoeffizienten der beiden grundsätzlichen Issues. Auch bei den Langzeitkoeffizienten ergibt sich kein eindeutiges

Abbildung 10: Bundesland



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	7.4	1.7	3.0	.61	.14
SPD	6.8	1.3	0.2	.82	.15
FDP	0.7	1.2	1.2	.24	.39

Bild, so daß nur die Einzelanalyse aller vier Merkmale größere Klarheit bringen kann.

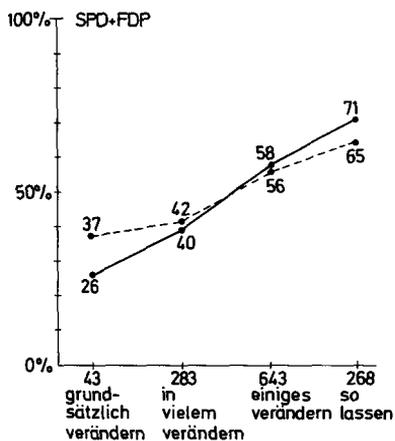
Das Merkmal „Einschränkung von Freiheitsrechten“ setzt sich zusammen aus den Antworten auf fünf Fragen zu einer möglichen Beschränkung des Streikrechts, der Sendefreiheit des Fernsehens, des Mehrparteiensystems, des Rechts auf Kriegsdienstverweigerung und der freien Einreise von Ausländern in die Bundesrepublik. Parteipolitisch ist dieser Index etwas stärker besetzt als das Merkmal „Veränderung der politischen Ordnung“. Dagegen bestehen bezüglich der Kurzzeitkoeffizienten zwischen den beiden Variablen kaum nennenswerte Unterschiede, wenn man einmal von der hohen *relativen* Kurzzeitkomponente im Falle der FDP beim Index der liberalen Freiheitsrechte absieht.

Allerdings verläuft hier die Abweichung von beobachteten und erwarteten Stimmanteilen der FDP keineswegs so, wie man es aufgrund des liberalen Images der FDP vielleicht erwarten könnte: Die FDP hat gegenüber ihrer *normal vote* gerade auch bei solchen Befragten Stimmen gewinnen können, die einer Einschränkung von Freiheitsrechten positiv gegenüber stehen! Ob für diese Personen die FDP als Law-and-Order-Partei attraktiv war, läßt sich anhand unserer Daten leider nicht zweifelsfrei klären. Jedenfalls handelt es sich hier nach unserem Verständnis um ein kontraintuitives Resultat.

Plausibler erscheint uns da schon die Stimmenverteilung von CDU und CSU, die sich ja explizit und betont absetzend von den Parteien der sozialliberalen Koalition als Verfechter von Recht und Ordnung zu profilieren versuchten. Sie büßten im Vergleich zu ihrer *normal vote* bei denjenigen Stimmen ein, die stark gegen die Einschränkung der beschriebenen Freiheitsrechte eingestellt waren und gewannen dafür im Gegenzug einige Wähler, die sich für eine Einschränkung dieser Freiheitsrechte aussprachen. Das Verhältnis von erwarteten und beobachteten Stimmanteilen der SPD verhält sich dazu tendenziell (wenn auch nicht sehr stark ausgeprägt) gegenläufig. Bemerkenswert erscheint uns in diesem Zusammenhang ferner, daß der Index der Freiheitsbeschränkung mit dem Stimmenanteil von CDU und CSU positiv und mit dem Stimmenanteil von SPD und FDP negativ korreliert, wobei durchaus ein beachtlicher Teil der Wähler für die Einschränkung wenigstens einiger der genannten Freiheitsrechte eintrat.

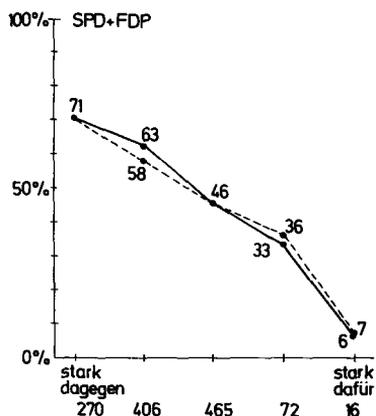
Nicht uninteressant sind auch die Abweichungen von erwarteter und beobachteter Stimmabgabe aufgrund der unterschiedlichen Einstellungen zur politischen Ordnung im Falle von SPD und FDP. Bei denjenigen, die unsere politische Ordnung grundsätzlich geändert sehen wollten, schnitt die sozialliberale Koalition im Vergleich zu ihrer *normal vote* deutlich schlechter ab, während sie bei der zahlenmäßig weit größeren Gruppe der Befragten, die an unserer politischen Ordnung nichts oder nur wenig auszusetzen hatten, ihren Stimmenanteil beträchtlich über den erwarteten Wert hinaus steigern konnte. Dies legt den Verdacht nahe, daß durch das Issue „Veränderung der politischen Ordnung notwendig“ nicht nur die grundlegende Einstellung zum politischen System, sondern auch (bei dem Teil der Befragten, die Ordnung eher im Sinne von *law and order* interpretieren) Zufriedenheit mit der gegenwärtigen Politik der Bundesrepublik gemessen wird. Hierauf deutet nicht

Abbildung 11: Veränderung der politischen Ordnung notwendig



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	6.8	2.1	2.2	.61	.19
SPD	6.9	1.3	0.4	.81	.15
FDP	0.1	0.6	1.9	.05	.22

Abbildung 12: Einschränkung von Freiheitsrechten



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	10.1	1.9	2.4	.70	.13
SPD	8.4	1.0	0.1	.88	.10
FDP	1.5	1.7	0.1	.45	.51

zuletzt der überraschend hohe Anteil von CDU/CSU-Anhängern hin, der für eine grundsätzliche oder doch tiefgreifende Veränderung der politischen Ordnung plädiert.

Parteipolitisch sogar noch geringfügig höher besetzt als die beiden besprochenen Merkmale sind die Variablen „Mitsprache der Kirche“ und „Mitsprache der Gewerkschaften“ in der Politik. Die Kurzzeiteffekte beider Merkmale hingegen sind sehr gering, dies gilt vor allem für die beiden großen Parteien. Der hohe *relative* Kurzzeitkoeffizient der FDP auf dem Merkmal „Mitsprache der Gewerkschaften“ rührt vor allem daher, daß die FDP über ihren erwarteten Stimmenanteil hinaus bei der Bundestagswahl 1980 Wähler anziehen konnte, die gegen eine Mitsprache der Ge-

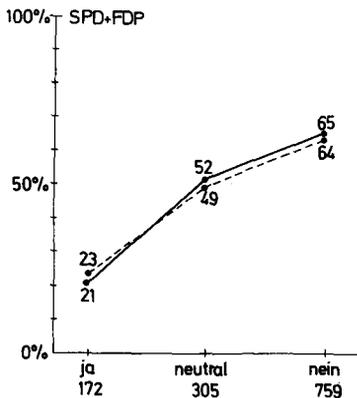
werkschaften in der Politik eingestellt waren. Tendenziell der gleiche, wenn auch bei weitem nicht so starke Kurzeffekt zugunsten der FDP tritt bezüglich der kirchlichen Mitsprache in der Politik auf; naturgemäß liegen hier die Differenzen zwischen erwarteter und beobachteter Stimmabgabe zugunsten der Freien Demokraten weit niedriger als im Falle der Gewerkschaften. Festzuhalten bleibt, daß grundsätzliche Auseinandersetzungen über das politische System der Bundesrepublik für den Ausgang der Bundestagswahl 1980 kaum von Bedeutung waren.

3.4.4. Kanzler- und Koalitionspräferenzen

Mit den Kandidaten- und Koalitionspräferenzen in diesem und den sogenannten Issueorientierungen im nächsten Abschnitt kommen wir nun zu den Kurzeitfaktoren im engeren Sinne, d. h. zu denjenigen Merkmalsgruppen, die im sozialpsychologischen Standardmodell der Erklärung von Wählerentscheidungen zusammen mit der Parteiidentifikation den Löwenanteil der Varianz der abhängigen Variablen erklären.

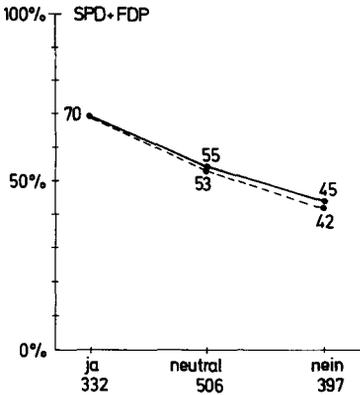
Wegen der unbegrenzten Wiederwählbarkeit des Bundeskanzlers liegt bei uns die politische „Lebensdauer“ der Spitzenkandidaten etwas höher als in den USA. Dennoch handelt es sich hier wie dort im Vergleich zu solch konstanten Faktoren des Wählerverhaltens wie sozialstrukturellen und demographischen Merkmalen oder auch den Parteien bei den Kandidatenpräferenzen um vorübergehende Einflüsse. So tauschten die Unionsparteien bisher sämtliche erfolglosen Spitzenkandidaten von Erhard bis Kohl nach verlorenen Wahlen aus. Franz Josef Strauß dürfte wohl das gleiche Schicksal blühen, da von vielen Unionspolitikern nicht zuletzt ihm die Verantwortung für die erfolglose Wahl von 1980 angelastet wird. Ob zu Recht, wollen wir unmittelbar anschließend diskutieren.

Abbildung 13: Für Mitsprache der Kirche in der Politik



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	11.4	0.3	4.1	.72	.02
SPD	10.4	0.0	0.4	.96	.00
FDP	0.9	0.4	1.4	.32	.16

Abbildung 14: Für Mitsprache der Gewerkschaften in der Politik

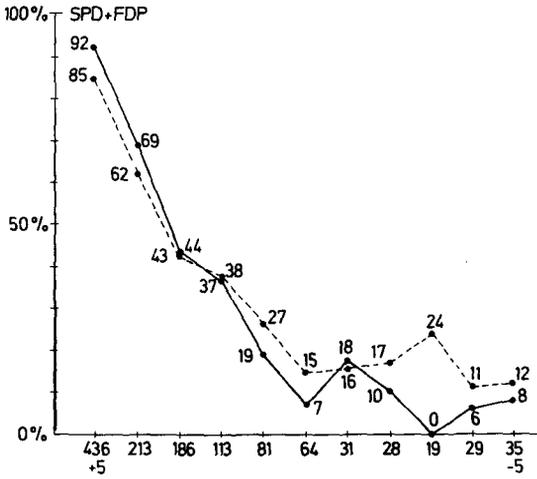


	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	8.3	1.6	2.6	.66	.13
SPD	8.0	0.2	0.3	.94	.02
FDP	0.5	1.1	0.7	.20	.49

Als Kanzlerkandidat der Unionsparteien übernahm Franz Josef Strauß bei der Bundestagswahl 1980 eine neue Rolle; als Vorsitzender der Christlich-Sozialen Union, als Minister, parlamentarischer Redner und als Hauptzielscheibe der Kritik einiger Presseorgane besaß der bayerische Ministerpräsident bereits seit langem hohe Sichtbarkeit. Er war vermutlich *der* Spitzenkandidat in der Geschichte der Bundesrepublik, an dem sich die Geister am stärksten schieden. Erbitterten Gegnern standen und stehen glühende Befürworter gegenüber, wobei sich letztere jedoch, wie unsere Daten zeigen, im Vergleich zu ersteren in der Minderheit befinden: 14 Prozent unserer Befragten gaben sich als starke Befürworter (+ 5 auf dem Sympathieskalometer) und 27 Prozent als erklärte Gegner (- 5 auf dem Sympathieskalometer) von Franz Josef Strauß zu erkennen; die entsprechenden Werte seines Gegenkandidaten, Helmut Schmidt, liegen bei 35 Prozent (starke Befürworter) bzw. drei Prozent (erklärte Gegner). Kalt gelassen haben die beiden gegnerischen Spitzenkandidaten lediglich eine verschwindende Minderheit der Wähler, nämlich jeweils fünf Prozent.

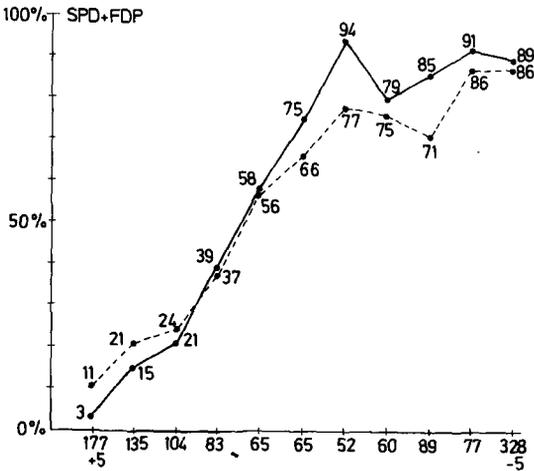
Die Normal-Vote-Analyse des Kandidaten-Skalometers offenbart denn auch, daß Strauß wie Schmidt ihren Parteien Stimmen eingebracht *und* gekostet haben: Unter denjenigen Befragten, die Franz Josef Strauß deutlich positiv (+ 3 bis + 5) einstufte, konnte die CDU/CSU erheblich mehr Stimmen erzielen als ihr aufgrund der Parteiidentifikationen eigentlich zugestanden hätten. Bei den anderen, die Strauß nur gemäßigt positiv, neutral oder ablehnend gegenüberstanden, lag der beobachtete Stimmenanteil der CDU/CSU nicht minder deutlich unterhalb ihrer „normal vote“. Tendenziell das gleiche Bild ergibt sich für Helmut Schmidt und die SPD, wobei jedoch zu berücksichtigen ist, daß der SPD-Kandidat erheblich mehr Zustimmungen und viel weniger Ablehnungen auf sich vereinigte als der bayerische Ministerpräsident. Dies hatte zur Folge, daß Helmut Schmidt in der stärksten Zustimmungskategorie mehr als doppelt so viele Stimmen zur *normal vote* seiner Partei hinzugewinnen konnte als Franz Josef Strauß für die CDU/CSU. Sehr viel kras-

Abbildung 15: Skalometer Schmidt



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	23.5	1.1	4.2	.82	.04
SPD	23.5	4.8	0.2	.82	.17
FDP	0.7	1.2	1.6	.20	.34

Abbildung 16: Skalometer Strauß



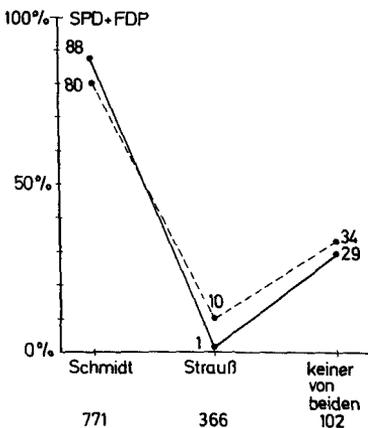
	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	27.9	5.4	3.7	.75	.15
SPD	25.9	2.6	0.4	.90	.09
FDP	2.1	2.0	1.2	.40	.38

ser ist die Differenz in der stärksten Ablehnungskategorie, wo 2,7 Prozent der Wähler ihre Stimme der Union vorenthielten, die sie ihr unter normalen Umständen, d.h. falls Franz Josef Strauß nicht so viele erbitterte Gegner unter seinen Parteifreunden gehabt hätte, wohl gegeben hätten. Die Verluste der SPD in dieser Kategorie betragen hingegen weniger als 0,1 Prozent der Wähler.

Ein analoges Bild ergibt sich beim Merkmal „Kandidatenpräferenz“. In der Kategorie derjenigen, die Franz Josef Strauß als Kanzler vorzogen, ist ein deutliches Stimmenplus der Union über ihren theoretisch erwarteten Anteil hinaus zu beobachten. Dagegen blieben die beiden Unionsparteien bei der – sehr viel zahlreicheren – Gruppe derer, die Helmut Schmidt als Kanzler vorzogen, um zehn Prozentpunkte hinter ihrem erwarteten Stimmenanteil zurück; in dieser Kategorie gab es, wie aus der entsprechenden Grafik 17 deutlich ersichtlich, auch nicht wenige Anhänger der CDU/CSU. Genauso verhält es sich mit denjenigen, die einen anderen Kanzlerkandidaten als Helmut Schmidt oder Franz Josef Strauß vorgezogen hätten: Zwei Drittel der Angehörigen dieser gar nicht so kleinen Kategorie waren CDU/CSU-Anhänger, doch nur 53 Prozent gaben der Union bei der Bundestagswahl 1980 ihre Stimme.

Praktisch spiegelbildlich zu den CDU/CSU-Werten verhalten sich die Stimmenanteile der sozialliberalen Koalition. Bemerkenswert erscheint uns hier, daß sich unter denen, die Franz Josef Strauß als Bundeskanzler vorzogen, immerhin zehn Prozent Anhänger von SPD oder FDP befanden, die dann auch konsequenterweise ihre Stimme der Koalition vorenthielten. Angesichts dieser Werte kann kein Zweifel daran herrschen, daß die Kandidatenorientierung das Wahlergebnis der Bundestagswahl 1980 erheblich beeinflußt hat.

Abbildung 17: Bevorzugter Kanzler



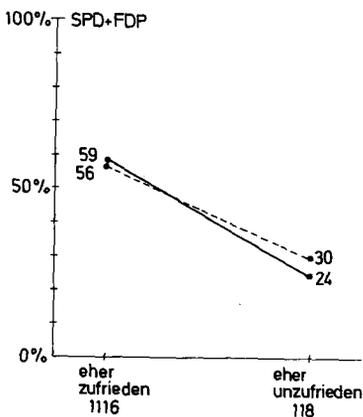
	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	30.4	5.3	4.6	.75	.13
SPD	29.0	4.6	0.0	.86	.14
FDP	2.1	1.8	1.9	.37	.31

Weiter aufgehellert wird das Bild durch die Betrachtung der Variablen „Zufriedenheit mit dem eigenen Spitzenkandidaten“¹⁰⁶. Unter denen, die mit dem Kandidaten ihrer bevorzugten Partei eher zufrieden waren, befanden sich (bei einer *normal vote* von 44 Prozent für die Union und 54 Prozent für SPD und FDP) 42 Prozent CDU/CSU-Anhänger und 56 Prozent Anhänger der sozialliberalen Koalition. Über zwei Drittel der (relativ wenigen) Befragten dagegen, die mit dem Spitzenkandidaten ihrer Partei eher unzufrieden waren, identifizierten sich mit den Unionsparteien. Von dieser Gruppe der Unzufriedenen wählte denn auch jeder zwölfte CDU/CSU-Anhänger eine andere Partei. Ganz ähnliche Diskrepanzen finden sich bei denjenigen Anhängern von SPD oder FDP, die nicht mit Helmut Schmidt oder Hans-Dietrich Genscher als Spitzenkandidat ihrer Partei einverstanden waren.

Ein weiteres Indiz für die Wirkung der Kandidatenorientierung liefert die Verteilung von erwarteten und beobachteten Stimmenanteilen beim Merkmal „Anderer Kandidat der CDU/CSU bevorzugt“¹⁰⁷. Unter denen, die lieber einen anderen Kanzlerkandidaten der Union als Franz Josef Strauß gesehen hätten, befanden sich fast 40 Prozent CDU/CSU-Anhänger, wovon nahezu jeder sechste tatsächlich nicht für die Union votierte.

Zusammengenommen belegen diese Ergebnisse, daran kann kaum ein Zweifel bestehen, daß die Kanzlerkandidatur von Franz Josef Strauß die Unionsparteien bei ihren eigenen Anhängern tatsächlich Stimmen gekostet hat. Allerdings dürften die dadurch verursachten Verluste erheblich niedriger liegen als gemeinhin in der öffentlichen Diskussion über das Wahlergebnis behauptet worden ist. Der durch die Kandidatur von Strauß zu erklärende Stimmenverlust der Union bei den Anhängern von CDU und CSU dürfte bei rund zwei bis drei Prozent gelegen haben; in Stimmen-

Abbildung 18: Zufriedenheit mit den Spitzenkandidaten der bevorzugten Partei

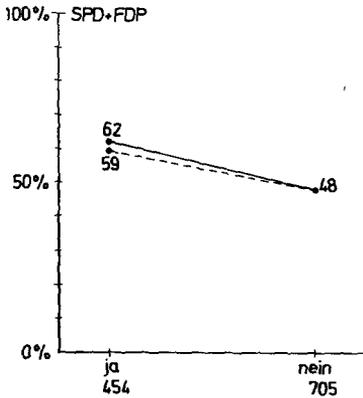


	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	4.5	0.7	3.4	.52	.08
SPD	4.9	0.3	0.4	.87	.06
FDP	0.3	0.2	1.7	.14	.10

106 Vgl. Abb. 18.

107 Vgl. Abb. 19.

Abbildung 19: Anderer Kandidat der CDU/CSU bevorzugt



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	5.2	2.0	2.0	.57	.22
SPD	4.7	1.1	0.6	.73	.17
FDP	0.6	1.1	1.8	.16	.32

anteilen ausgedrückt, würde dies ein Stimmenminus von nur ein bis zwei Prozent der gültigen Stimmen bedeuten.

Bei diesen auf der Basis der Stimmenabweichungen berechneten Werten, wie sie im Zusammenhang mit dem Merkmal „Kanzlerpräferenz“ auftreten, handelt es sich um die mit der Kandidatur von Franz Josef Strauß zusammenhängenden Abwanderungen von CDU/CSU-Anhängern. Wie stark der Effekt unter den parteipolitisch nicht Gebundenen und unter den Anhängern der anderen Parteien ist, die sich aufgrund sonstiger Kurzzeiteinflüsse angesichts eines anderen Spitzenkandidaten eventuell für die Union entschieden hätten, ist ungewiß.

Es darf ferner im Rahmen dieser Überlegungen nicht übersehen werden, daß die Kandidatur von Franz Josef Strauß der Union nicht nur Stimmen gekostet, sondern auch eingetragen hat, die allein aufgrund der Parteiidentifikationsverteilungen nicht zu erwarten gewesen wären. Dies äußert sich zum Beispiel in der Differenz von zehn Prozentpunkten zwischen beobachtetem und erwartetem Stimmenanteil der Unionsparteien bei den 30 Prozent der Befragten, die den bayerischen Ministerpräsidenten dem SPD-Kandidaten als Kanzler vorzogen.

Im Saldo gleichen sich diese Gewinne und Verluste der Unionsparteien, die im Zusammenhang mit der Kanzlerkandidatur von Strauß aufgetreten sind, teilweise wieder aus. Daß der Saldo dennoch negativ bleibt, daß also Franz Josef Strauß der Union tatsächlich insgesamt Stimmen gekostet hat, belegen unsere Daten sehr deutlich. Eine genauere numerische Spezifizierung ist auch deswegen äußerst schwierig, weil nicht alle Anhänger der Union ihre Kanzlerpräferenz offenlegten.

Ein Blick auf die Koalitionspräferenzen der Befragten zeigt uns, daß die sozial-liberale Koalition von rund 54 Prozent derjenigen, die überhaupt eine Koalitionspräferenz äußerten, vorgezogen wurde. Die anderen Kombinationsmöglichkeiten dagegen erhielten nur relativ wenige Nennungen. Der Effekt dieser Variablen ist eindeutig längerfristiger Natur: Die Parteibindung bestimmt natürlich weitestgehend die Vorstellung, wer regieren soll. Daneben besteht aber auch ein unüber-

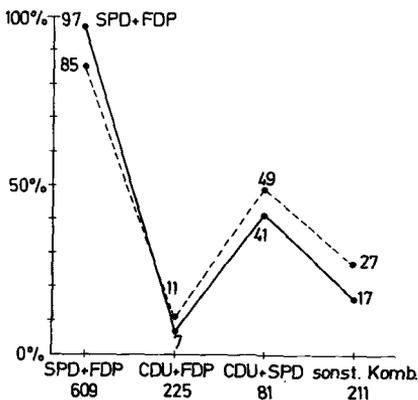
sehbarer Kurzzeiteffekt des Merkmals, der sich darin äußert, daß von denjenigen, welche die SPD/FDP-Koalition fortgesetzt sehen wollten, zwölf Prozentpunkte mehr für die beiden Koalitionsparteien stimmten als aufgrund der Parteibindung zu erwarten gewesen wäre. Genau umgekehrt verhält es sich mit denjenigen, die eine andere Koalition wünschten: Hier blieben die Regierungsparteien deutlich hinter ihren erwarteten Werten zurück.

3.4.5. Sachorientierungen und Kompetenzzuweisungen

Daß das Wahlergebnis von 1980 nicht nur durch Kanzler- und Koalitionspräferenzen, sondern auch durch sogenannte Issueorientierungen beeinflusst wurde, belegen die nachstehend referierten Normal-Vote-Analysen. Unter „Issueorientierungen“ verstehen wir dabei die unterschiedlichen Kompetenzzuweisungen der Wähler an die Parteien auf einer Reihe von Sachgebieten. Bei der Auswahl dieser Sachgebiete lehnen wir uns unter dem Gesichtspunkt der Replikation an eine zwar mittels anderer Verfahren, aber mit ähnlicher Zielsetzung durchgeführte Analyse der Bundestagswahl 1976 durch Klingemann und Taylor an¹⁰⁸. Die Normal-Vote-Analyse beschließend, wollen wir dann noch einmal einen Blick auf die gemeinsame Wirkung von Kanzlerpräferenzen und Issueorientierungen werfen.

Um den durchschnittlichen Effekt der Issueorientierungen bei der Bundestagswahl 1980 bestimmen zu können, haben wir aus den Kompetenzzuweisungen an die Parteien auf insgesamt elf Sachgebieten einen Index der Sachkompetenz konstruiert. Es handelt sich dabei um folgende Gebiete: Sauberkeit im Staat, Umwelt-

Abbildung 20: Wie sollte die Koalition aussehen



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	30.7	2.4	5.5	.80	.063
SPD	29.1	5.2	0.7	.83	.149
FDP	1.6	2.7	1.8	.26	.440

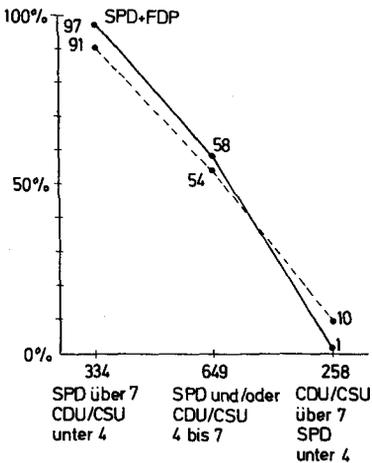
108 Klingemann/Taylor, Affektive Parteiorientierung (Anm. 33); vgl. auch Abschnitt 4., unten, S. 399 ff.

schutz, Steuersenkung, Sicherung von Arbeitsplätzen, Alterssicherung, Ausbildungsplätze, das Verhältnis zu den USA, das Verhältnis zur Sowjetunion, Wiedervereinigung, Sicherung vor einem russischen Angriff und Erhaltung der Preisstabilität. Die sieben Issues, die von Klingemann und Taylor untersucht wurden, sind in diesem Index enthalten. Die Effektkoeffizienten eines nur aus den sieben Issues nach Klingemann und Taylor bestehenden Indexes entsprechen weitestgehend den Werten des erweiterten Indexes der Sachkompetenz, so daß hier auf eine getrennte Referierung verzichtet werden kann.

Die Normal-Vote-Analyse unseres Indexes weist für die beiden großen Parteien eine relativ hohe Langzeitkomponente aus, der Kurzzeiteffekt der elf im Index zusammengefaßten Issues dagegen ist bestenfalls mittelhoch. Doch ist anhand der Abweichungen zwischen beobachteter und erwarteter Stimmabgabe sehr wohl ein deutlicher Kurzzeiteffekt in der jeweils erwarteten Richtung auszumachen. So liegt beispielsweise der beobachtete Stimmenanteil der sozialliberalen Koalition in der Kategorie mit überwiegenden SPD-Kompetenzzuweisungen beträchtlich über und in der Gegenkategorie mit überwiegenden CDU/CSU-Nennungen erheblich unter der jeweiligen kategorialen *normal vote*. Exakt das gleiche Muster, wenn auch natürlich mit umgekehrten Vorzeichen, ist im Falle der beiden Unionsparteien zu beobachten¹⁰⁹.

Aus den unterschiedlichen Randverteilungen läßt sich ablesen, daß die SPD weit mehr Kompetenzzuweisungen erhielt als die CDU/CSU oder gar die FDP. Ein Kompetenzvorsprung der Union liegt lediglich auf den Gebieten „Sauberkeit im Staat“ und „Verhältnis zu den USA“ vor; etwa gleichauf liegen CDU/CSU und

Abbildung 21: Kompetenzzuweisungen CDU/CSU und SPD



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	19.2	3.8	4.6	.70	.14
SPD	19.8	5.3	0.1	.79	.21
FDP	1.9	3.5	1.7	.23	.49

109 Vgl. Abb. 21.

SPD aus der Sicht der Befragten auf dem Gebiet der Steuersenkung. Bei allen anderen Sachfragen wurde die SPD von den Wählern als kompetenter angesehen als die Unionsparteien.

Die mit Abstand wenigsten Kompetenzzuweisungen konnte die FDP auf sich vereinigen: Nur 1,5 Prozent der Befragten hielten sie auf acht und mehr Gebieten für die lösungskompetenteste Partei. Und nur insgesamt 3,9 Prozent, d.h. lediglich 49 der 1241 Befragten, die auf allen elf Gebieten Kompetenzeinschätzungen vornahmen, betrachteten sie in vier und mehr Sachfragen als am lösungskompetentesten. Dennoch ist gerade bei den FDP-Wählern der Einfluß der Issueorientierung auf das Wahlergebnis sehr beachtlich. Während bei der großen Zahl derer, die die Liberalen auf weniger als vier Gebieten (und typischerweise sogar auf keinem der elf Issues) für lösungskompetenter als ihre beiden politischen Konkurrenten ansahen, praktisch keine Unterschiede zwischen beobachtetem und erwartetem Stimmenanteil bestanden, sind die Differenzen zwischen dem tatsächlichen FDP-Ergebnis und dem erwarteten Wähleranteil in den beiden Indexkategorien mit vier bis sieben und mit acht bis elf Kompetenznennungen geradezu dramatisch hoch. Der Effekt der Langzeitkomponente dagegen ist, wie stets bei der FDP, sehr gering.

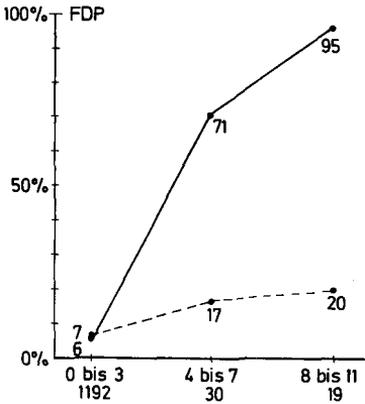
Diese Verteilungen belegen, daß unter den Wählern der FDP der Anteil derjenigen, die sich in ihrem Abstimmungsverhalten von ihren Issueorientierungen leiten ließen, weitaus höher lag als unter den Wählern von SPD und CDU/CSU. Definiert man „rationales Wählerverhalten“, wie das im Falle des abgemagerten Rationalitätsbegriffs der Downs-Schule üblich ist, als Verhalten, das mit den eigenen Sachpräferenzen in Einklang steht, so sind die FDP-Wähler zweifellos die rationalsten Mitglieder des Elektorats¹¹⁰.

Als Fazit der Normal-Vote-Analyse des Indexes der Sachkompetenz läßt sich festhalten, daß von den unterschiedlichen Kompetenzzuweisungen an die drei bzw. vier Bundestagsparteien unzweifelhaft Kurzzeiteffekte ausgegangen sind, die im Falle der FDP sogar von überraschend hohem Einfluß waren. Wie sich einzelne dieser im Index zusammengefaßten Issues auf das Wahlverhalten bei

110 Allerdings ist auch die Existenz von längerfristigen Parteibindungen und die Strukturierung der subjektiven Wahrnehmungs- und Präferenzfelder durch sie keineswegs irrational an sich, wie das von den Anhängern rationaler Wählerverhaltensmodelle qua definitionem postuliert wird. Denn zweifellos handelt es sich bei der durch Parteidentifikation erreichten Komplexitätsreduktion, Informationskostensenkung und Verhaltensstabilisierung ebenfalls um rational begründbare Einstellungskonsequenzen. Vgl. Hans Rattinger, Empirische Wahlforschung auf der Suche nach dem rationalen Wähler, in: *Zeitschrift für Politik*, 27. Jg. 1980, H. 1, S. 44–58.

Die Differenz beider Rationalitätskonzeptionen liegt darin, daß unterschiedliche Handlungszwecke und Beurteilungskriterien vorausgesetzt werden: Im ersteren Falle werden Wählerentscheidungen als genuine politische Verhaltensweisen, im letzteren Falle als alltägliche Handlungen, von denen der Bürger in politischen Normalzeiten nicht übermäßig tangiert wird, betrachtet. Die Alltagskonzeption des politischen Handelns hat unseres Erachtens den Vorteil, daß sie mit sehr viel weniger irrealen Prämissen auskommt. Vgl. Terry M. Moe, On the Scientific Status of Rational Models, in: *American Journal of Political Science*, 23. Jg. 1979, H. 2, S. 215–243.

Abbildung 22: Kompetenzzuweisungen FDP



	L	S	R	PL	PS*
CDU/CSU	0.2	2.8	1.3	.05	.64
SPD	0.8	1.2	0.4	.34	.50
FDP	0.9	1.6	1.7	.21	.39

der Bundestagswahl 1980 ausgewirkt haben, wollen wir im folgenden näher untersuchen.

Bei der Frage danach, welche Partei wohl die kompetenteste sei, um „Sauberkeit im Staate“ und „Preisstabilität“ zu gewährleisten, handelt es sich um Sachprobleme, die nach der Nomenklatur Ingleharts als „materialistisch“ einzustufen sind¹¹¹. Sogenannte „postmaterialistische“ Werte werden in der Analyse Klingemanns und Taylors, an die wir uns bei der Auswahl unserer eigenen Issues angelehnt haben, nicht herangezogen, da es ihnen bei ihrer Analyse auf Vergleichbarkeit im Längsschnitt ankam und „postmaterialistische“ Issues im engeren Sinne erst seit Einsetzen der Wertwandelsdiskussion erhoben werden¹¹².

Beide Sachthemen sind, was die großen Parteien betrifft, parteipolitisch stark besetzt. Dies ist wohl vor allem darauf zurückzuführen, daß die Wähler verstärkt der Partei Kompetenzen zusprechen, mit der sie sich verbunden fühlen. Auch die Kurzeffekte beider Issues für CDU/CSU und SPD bewegen sich in den gleichen Größenordnungen. Dabei fällt auf, daß in beiden Fällen der Kurzeffekt zugunsten der SPD sehr viel stärker ist als zugunsten der CDU/CSU, und zwar absolut wie relativ.

Im Falle des Law-and-Order-Issues „Sauberkeit im Staat“ ist es die Union, die entsprechend ihrem eigenen Selbstverständnis als Partei der starken Exekutive von einer starken relativen Mehrheit der Befragten als die lösungskompetentere eingestuft wurde, während in der Frage der Sicherung der Preisstabilität eine deutliche Mehrheit die SPD vorzog. Letzteres mag angesichts des freidemokratischen Wirtschaftsministers und der Wahlkampfanstrengungen der Union, die SPD als Inflationspartei bloßzustellen, verwundern; anscheinend hat hier aber das Image Helmut Schmidts als international anerkannter Wirtschaftsfachmann die Oberhand

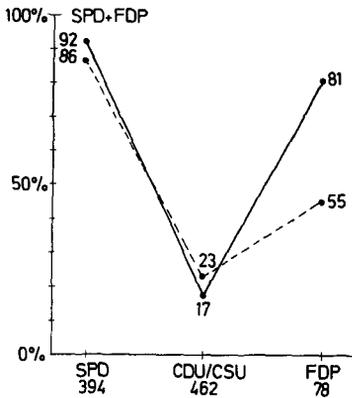
111 Ronald Inglehart, *The Silent Revolution*, Princeton: Princeton University Press 1977.

112 Klingemann/Taylor, *Affektive Parteiorientierung* (Anm. 33).

behalten. Daß es den Unionsparteien im Wahlkampf nicht gelang, die starke Position der Sozialdemokraten auf wirtschaftspolitischem Gebiet zu erschüttern, belegen auch einige ökonomische Issues, deren Effektkoeffizienten in den Übersichtstabellen weiter oben referiert worden sind.

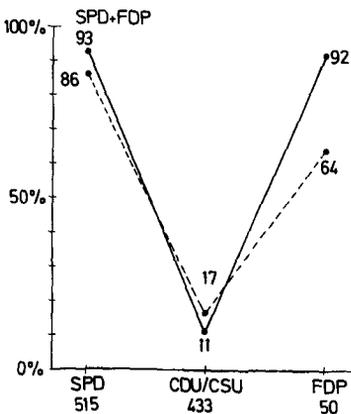
Die SPD wurde sowohl was die Alterssicherung als auch was die Ausbildungsplätze angeht von einer Mehrheit der Bevölkerung als die lösungskompetentere Partei angesehen. Besonders deutlich fiel der Vorsprung vor der Union bei der Frage der Sicherung von Ausbildungsplätzen aus, wo CDU und CSU um 23 Prozentpunkte hinter den Kompetenzzuweisungen zugunsten der SPD zurückblieben.

Abbildung 23: Kompetente Partei: Sauberkeit im Staat



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	29.1	4.6	2.6	.80	.13
SPD	28.4	7.0	0.2	.80	.20
FDP	1.4	2.8	1.8	.24	.46

Abbildung 24: Kompetente Partei: Preisstabilität

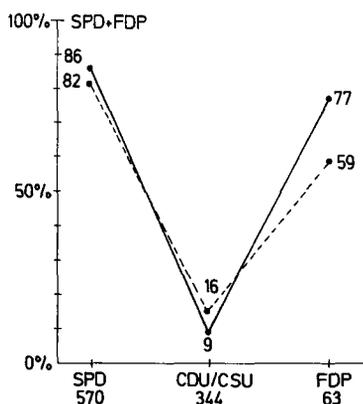


	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	33.2	4.2	3.6	.81	.10
SPD	31.5	7.2	0.8	.80	.18
FDP	1.7	1.6	1.8	.33	.32

Daß beide Sachgebiete parteipolitisch wiederum stark besetzt waren, belegen die hohen Langzeitkoeffizienten; dagegen ging von beiden Issues nur ein geringer Kurzeinfluß aus, der aber trotzdem in den Normal-Vote-Grafiken hervortritt. Dies zeigt sich aufs Neue besonders stark im Falle der FDP, die auf beiden Gebieten, vor allem aber auf dem der Alterssicherung, bei denjenigen Befragten, die sie für die lösungskompetenteste Partei hielten, einen sehr starken Überschuß von beobachtetem Wahlverhalten über ihre *normal vote* erzielen konnte. Während ihr erwarteter Stimmenanteil in dieser Gruppe nur bei 17 Prozent lag, wurde sie von 77 Prozent aller Angehörigen dieser Kategorie gewählt.

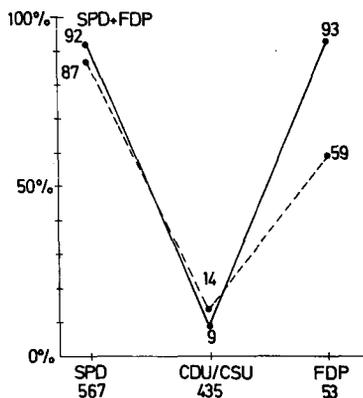
Im Gegensatz zu den Freien Demokraten konnte die Union hier praktisch keine Stimmen erzielen; trotz einer *normal vote* von 37 Prozent erhielt sie nur zwei

Abbildung 25: Kompetente Partei: Ausbildung



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	29.0	4.3	3.8	.78	.12
SPD	27.9	4.9	0.2	.85	.15
FDP	1.5	1.2	1.5	.36	.28

Abbildung 26: Kompetente Partei: Alterssicherung



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	34.2	3.9	3.3	.83	.09
SPD	33.1	5.7	0.7	.84	.14
FDP	1.8	2.7	1.7	.29	.44

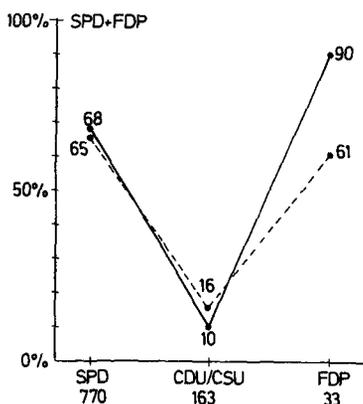
Prozent der Stimmen dieser Kategorie. Einen ähnlich drastischen Abfall hatte die SPD zu verzeichnen: Statt 42 Prozent erwarteter Stimmen erzielte sie lediglich 16 Prozent der in dieser Kategorie abgegebenen Stimmen. Den Löwananteil dieser Stimmeneinbußen der beiden großen Parteien konnte, wie gesagt, die FDP auf ihr Konto verbuchen.

Die Freien Demokraten scheinen tatsächlich im Sinne des oben skizzierten restringierten Rationalitätsbegriffs die rationaleren Wähler aufzuweisen als ihre politischen Konkurrenten. Dies birgt andererseits die permanente Gefahr in sich, daß diese Wähler, die sich ja bisher nicht dauerhaft mit ihr verbunden fühlen, genauso schnell wieder abwandern, wie sie zu ihr gestoßen sind, falls sich die politischen Gezeiten wandeln. Sie muß daher im Falle stärkerer, für sie negativer Kurzzeiteinflüsse ständig um ihr politisches Schicksal fürchten.

Die übrigen Sachgebiete, mit denen wir uns hier beschäftigen wollen, sind außenpolitischer Natur. Was das Verhältnis der Bundesrepublik zum amerikanischen Bündnispartner betrifft, hält eine (relative) Mehrheit der Befragten die Union für die kompetentere Partei. Dagegen weisen die Sozialdemokraten auf dem Gebiet der Beziehungen zur UdSSR mit fast 80 Prozent der Nennungen einen geradezu überwältigenden Kompetenzvorsprung vor ihren politischen Konkurrenten auf. Der Langzeitkoeffizient des Issues „Verhältnis zu den USA“ ist recht ausgeprägt; für die Frage der Beziehungen zur Sowjetunion dagegen liegt er relativ niedrig.

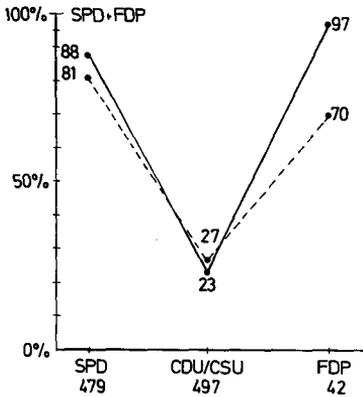
Daß beide Issues keinen entscheidenden Einfluß auf das Wahlergebnis gehabt haben können, belegt ihr relativ niedriger Kurzzeitkoeffizient. Was das Verhältnis zur UdSSR angeht, mag dies überraschen, da ja der sowjetische Einmarsch in Afghanistan und die Antwort des Westens darauf sowie die Haltung der Bundesregierung dazu im Wahlkampf durchaus eine gewichtige Rolle gespielt haben. Für den Wahlausgang jedoch blieben diese außenpolitischen Aspekte von untergeordneter Bedeutung.

Abbildung 27: Kompetente Partei: Verhältnis zur UdSSR



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	13.9	1.9	4.0	.70	.10
SPD	13.3	3.1	0.3	.80	.19
FDP	3.0	1.1	1.4	.29	.31

Abbildung 28: Kompetente Partei: Verhältnis zur USA



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	26.5	3.2	3.5	.80	.10
SPD	25.3	5.4	0.5	.81	.17
FDP	1.3	0.4	1.9	.37	.11

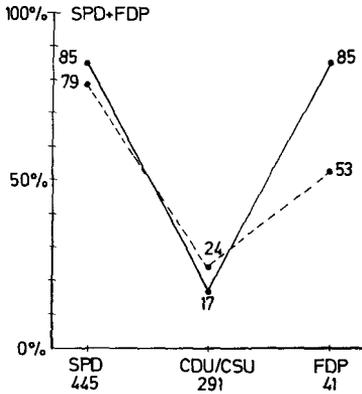
In der Tat waren es sehr viel stärker innenpolitische Probleme und dabei vor allem wiederum deren ökonomische Aspekte, die das Wahlverhalten 1980 geprägt haben. Dies belegen auch die beiden letzten außenpolitischen Sachfragen, mit denen wir den Reigen der Kompetenzeinschätzungen beschließen wollen. Sowohl bei der Frage, von welcher Partei mehr Sicherheit vor einem russischen Angriff zu erwarten sei, als auch beim Problem der Wiedervereinigung handelt es sich um parteipolitisch recht stark besetzte Issuepositionen. Unterschiede bestanden über beide Merkmale hinweg lediglich bei den Kurzzeiteffekten zugunsten der beiden großen Parteien. Beidesmal konnte die SPD stärker von den jeweiligen Kompetenzzuweisungen profitieren als die Unionsparteien.

Während die Meinungen der Befragten darüber, welche Partei besser vor einem russischen Angriff schützen könne, geteilt waren, wies die SPD in der Frage der Wiedervereinigung einen deutlichen Kompetenzvorsprung vor der Union auf. Die FDP schließlich konnte, wie schon bei den beiden vorhergehenden außenpolitischen Issues, hier kaum Nennungen erzielen, obwohl sie mit Hans-Dietrich Genscher ja den Außenminister stellte. Zusammengenommen allerdings gelang es den Parteien der sozialliberalen Koalition, von dem Kompetenzvorsprung zu profitieren, den sie im Herbst 1980 gegenüber den Unionsparteien aufwiesen.

Wir wollen die Normal-Vote-Analyse der Einzelmerkmale mit der Untersuchung zweier Kombinationsvariablen abschließen, die es uns erlauben, den gemeinsamen Effekt von Kanzlerpräferenz und Kompetenzzuweisungen abzuschätzen. Im ersteren Falle handelt es sich um die Kombination von Kanzlerpräferenz und Parteienkompetenz in Sachen Preisstabilität, die zweite Variable kombiniert die beiden Merkmale „Kanzlerpräferenz“ und „Index der Sachkompetenz“, wobei wir diesmal nur auf die sieben oben auch in den Einzelanalysen behandelten Issues nach Klingemann und Taylor zurückgreifen wollen.

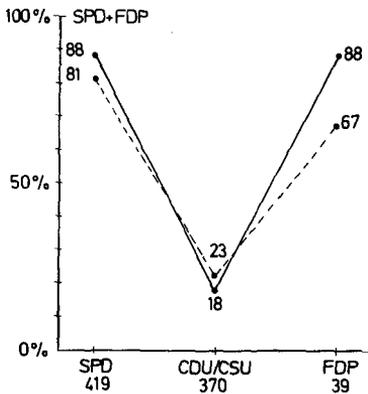
Beide Merkmale zeichnen sich durch sehr hohe Langzeit- und mittelhohe bis stark ausgeprägte Kurzzeitkoeffizienten aus. Die Effekte beider Kombinations-

Abbildung 29: Kompetente Partei: Wiedervereinigung



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	24.7	2.7	3.4	.80	.09
SPD	24.8	6.1	0.3	.79	.20
FDP	1.0	0.6	2.3	.26	.16

Abbildung 30: Kompetente Partei: Sicherung vor russischem Angriff



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	28.9	2.6	2.9	.84	.08
SPD	27.7	5.9	0.9	.81	.17
FDP	1.3	0.8	2.1	.31	.19

merkmale sind sich folglich sehr ähnlich; auch die aus den Normal-Vote-Grafiken deutlich werdenden Verteilungsmuster von erwarteten und beobachteten Stimmenanteilen verhalten sich analog zueinander. Besonders klar wird das am Beispiel Kanzlerpräferenz und Preisstabilität, aus dem man auch den dominanten Effekt der Kandidatenorientierung deutlich ablesen kann¹¹³.

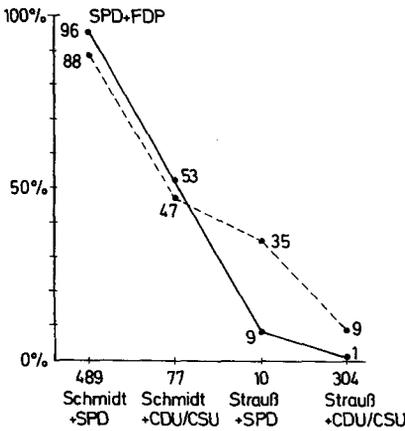
Für die sieben Kompetenzissues, kombiniert mit der Kandidatenpräferenz, gilt, daß die Unionsparteien überall dort mehr als ihren erwarteten Stimmenanteil erzielen konnten, wo entweder ihr Spitzenkandidat vorgezogen oder (und) sie selber als lösungskompetenter angesehen wurden. Mit umgekehrtem Vorzeichen gilt das Gleiche für die Parteien der sozialliberalen Koalition. Betrachtet man die FDP

113 Vgl. Abschnitt 2.3.5., oben, S. 352 ff.

wiederum gesondert, so stellt sich auch hier heraus, daß sie in verstärktem Maße von Kurzzeiteffekten profitieren konnte, ein Resultat, das sich bereits bei der Analyse des Stimmensplitting abzeichnete und das in den verschiedenen Einzelanalysen vielfache Bestätigung fand.

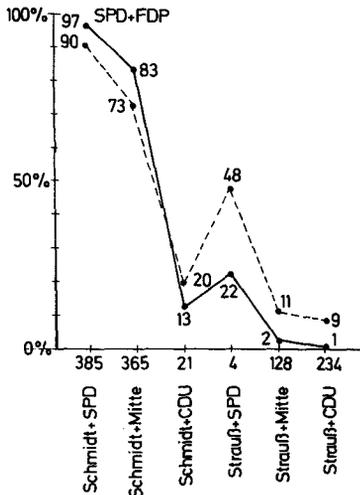
Will man die Ergebnisse der vorstehenden Normal-Vote-Analyse noch einmal zusammenfassen, so ergibt sich folgendes Bild: Von den demographischen und sozialstrukturellen Variablen wie auch von den grundsätzlicheren Einstellungen

Abbildung 31: Kanzlerpräferenz und Kompetenz Preisstabilität



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	35.0	6.8	2.1	.80	.16
SPD	33.7	4.7	2.8	.82	.11
FDP	1.8	1.9	1.1	.37	.40

Abbildung 32: Kanzlerpräferenz und Sachkompetenz: sieben Issues (nach Klingemann & Taylor)



	L	S*	R	PL	PS*
CDU/CSU	32.1	6.1	4.1	.76	.14
SPD	29.9	4.3	1.0	.85	.12
FDP	2.2	4.1	1.6	.28	.52

zum politischen System gingen bei mäßiger bis mittelhoher Langzeitwirkung nur geringe Kurzzeiteinflüsse aus. Diese Merkmalsdimensionen wurden folglich bei der Bundestagswahl 1980 kaum über ihre durch die Parteiidentifikationsverteilungen festgelegten Langzeitwirkungen hinaus aktiviert. Starke Kurzzeiteffekte bei im Durchschnitt gleichzeitig sehr hohen Werten der Langzeitkomponente gingen dagegen von den Kandidaten- und Koalitionspräferenzen sowie von den Issueorientierungen aus, die wir hier durch Kompetenzeinschätzungen gemessen haben.

Die Kombination von Kandidaten- und Issueorientierungen schließlich zeigte, daß die Einstellungen gegenüber den Spitzenkandidaten von Opposition und Koalition für das Ergebnis der Bundestagswahl 1980 von ausschlaggebender Bedeutung waren. Der Effekt der Issuepositionen verringerte sich stark, sobald wir die damit verbundenen Kandidatenpräferenzen kontrollierten. Im folgenden wollen wir unter Rückgriff auf andere Verfahren versuchen, den relativen Einfluß der verschiedenen Merkmalsdimensionen und Einzelmerkmale auf das Wahlverhalten numerisch genauer zu spezifizieren.

4. Alternativen zur Normal-Vote-Analyse

4.1. Vorbemerkung

Im vorherigen Teil dieses Beitrages haben wir erstmals in der Bundesrepublik Deutschland die Normal-Vote-Analyse verwandt, um die verschiedenartigen Einflüsse auf das Ergebnis der Bundestagswahl 1980 zu zerlegen und zu gewichten. In diesem Abschnitt wollen wir untersuchen, ob die vorgelegten inhaltlichen Ergebnisse mittels anderer Forschungsmethoden nachvollzogen werden können und welche Divergenzen wir gegebenenfalls finden.

Die Normal-Vote-Analyse ist, wie mehrfach betont, ein methodologisch „konservatives“ Verfahren. Sie geht davon aus, daß die affektive Parteibindung den meisten anderen Determinanten des individuellen Wahlverhaltens kausal vorgeordnet ist. Aus diesem Grund werden die Auswirkungen anderer Einflüsse auf die Stimmabgabe nur in denjenigen Schwankungen der Wahlabsichten gesucht, die durch die Parteiidentifikation nicht erklärt werden können.

Dasselbe Anliegen kann man auch mit der Regressionsanalyse verfolgen, was für die Bundestagswahlen 1961 bis 1976 Klingemann und Taylor getan haben¹¹⁴. Wir könnten nun also die Untersuchung dieser Autoren für die Bundestagswahl 1980 wiederholen und fragen, ob einerseits die bis 1976 aufgedeckten Zusammenhänge repliziert werden und ob sie sich andererseits mit den Befunden unserer Normal-Vote-Analyse decken. Dabei stehen wir aber vor dem Problem, daß die Normal-Vote-Analyse die Parteiidentifikation der Befragten kontrolliert, während Klingemann und Taylor eine loser definierte affektive Parteiorientierung mittels des Parteienskalometers messen, weil langfristig vergleichbare Daten zur Parteiidenti-

114 Vgl. Klingemann/Taylor, Affektive Parteiorientierung (Anm. 33).

kation nicht vorliegen, was ja auch für unsere Untersuchung Konsequenzen hatte¹¹⁵. Um unsere Normal-Vote-Analyse der Bundestagswahl 1980 an frühere Versuche zur Varianzdekomposition durch Regressionsanalyse anzubinden, müssen wir also zunächst klären, ob die Resultate der Regressionsanalyse über die Bedeutung sonstiger Einflüsse auf das Wahlverhalten von der Operationalisierung der Parteibindung unabhängig sind. So beschäftigt sich dieser vierte und letzte Teil dieses Beitrages mit zwei Fragestellungen: welche Version der Regressionsanalyse sich erstens zum Vergleich mit der Normal-Vote-Analyse am besten eignet, und wie zweitens die Entsprechung zwischen den Ergebnissen beider Untersuchungsmethoden im Fall der Bundestagswahl 1980 aussieht.

4.2. Replikation der Analyse von Klingemann und Taylor für 1980

4.2.1. Wahlabsicht und Parteineigung

Das Verfahren von Klingemann und Taylor kann als Residuen-Regression bezeichnet werden. In einem ersten Schritt wird die binär kodierte Wahlabsicht für die beiden großen Parteien CDU/CSU und SPD auf die affektive Parteiorientierung, gemessen durch ein kombiniertes Parteienskalometer, regrediert, und die Residuen dieser bivariaten Regression werden ermittelt. Im zweiten Schritt regrediert man die Einstellungen zu Kanzlerkandidaten und zu politischen Sachfragen ebenfalls auf die affektive Parteiorientierung und ermittelt erneut die Residuen jeder einzelnen bivariaten Regressionsgleichung. Im dritten Schritt werden mittels multipler Regression die im ersten Schritt berechneten Residuen zu den im zweiten Schritt ermittelten Residuen in Beziehung gesetzt. Diese letztere Regression zwischen „Vorhersagefehlern“ kann man als partielle Regression bezeichnen. Die abhängige Variable und alle unabhängigen Variablen sind mit der affektiven Parteibindung völlig unkorreliert, da alle durch sie gebundene Varianz aus den ursprünglichen Einschätzungen von Kanzlerkandidaten und Sachfragen herausgenommen wird.

Da Klingemann und Taylor ihre Vorgehensweise sehr ausführlich beschreiben und wir ihr zunächst einschließlich aller Datentransformationen genau folgen, erübrigt sich hier eine weitere Darstellung. Statt einer solchen sei darauf verwiesen, daß die folgenden Berechnungen, wie auch die Arbeit von Klingemann und Taylor, darauf verzichten müssen, die Determinanten von Wahlabsichten für die FDP zu untersuchen. Die in der kategorialen Regression notwendige binäre Definition der abhängigen Variablen läßt dies nicht zu. Ferner wird, wie in der literarischen Vorlage, mit unkorrigierten Wahlabsichten gearbeitet, weil Korrekturen wie in Abschnitt 2.2.4. nur für Gesamt- oder Teilstichproben, nicht aber für Individuen möglich sind. Wir wissen, daß ein bestimmter Prozentsatz der Befragten seine Wahlabsicht „gefälscht“ haben muß, wir wissen aber nicht, *welche* Befragten das waren.

115 Vgl. Abschnitt 2.2.1., oben, S. 332 ff.

In diesen beiden Punkten ist die Regressionanalyse der Normal-Vote-Analyse eindeutig unterlegen.

Tabelle 20 gibt die Ergebnisse des ersten Schrittes der Regressionsanalyse für die Gesamtstichprobe vom September 1980 und für sechs in Anlehnung an Klingemann und Taylor gebildete Untergruppen von Befragten wieder. Die Beziehungen zwischen Wahlabsichten und durch das Parteienskalometer gemessener Parteibindung sind über die einzelnen Untergruppen hinweg sehr einheitlich. Der durch die Parteibindung erklärte Varianzanteil der Wahlabsicht (56 Prozent) liegt im Rahmen der von Klingemann und Taylor für 1961–1976 berichteten Werte zwischen 48 und 64 Prozent¹¹⁶.

Aus Platzgründen verzichten wir darauf, auch die Ergebnisse der Regressionen der Kandidateneinschätzung und der einzelnen Sachfrageorientierungen auf das Parteienskalometer wiederzugeben. Wir gehen vielmehr sofort über zu den Beziehungen zwischen den für die Wirkung der Parteineigung bereinigten Residuen.

4.2.2. Wahlabsicht, Kanzlerkandidaten und Sachfragen

Klingemann und Taylor messen die Kandidatenorientierung mittels eines Kandidatenskalometers, das Werte von - 10 bis + 10 umfaßt. Die persönliche Bedeutung von Sachfragen und die Beurteilung der Lösungskompetenzen der Parteien wird auf Skalen mit den gleichen Wertebereichen für die folgenden Probleme erfaßt: Preisstabilität, Ausbildungsmöglichkeiten, Alterssicherung, Sauberkeit im Staat, Sicherung vor russischem Angriff, Verhältnis zu den USA, Verhältnis zur Sowjetunion. In der von uns ausgewerteten Umfrage vom September 1980 sind auch noch weitere Kompetenzbeurteilungen erfaßt, der Vergleichbarkeit halber lassen wir diese hier aber unberücksichtigt. Die Ergebnisse der Regression der residualen Wahlabsicht auf die residuale Kandidaten- und Sachfragenorientierung sind in Tabelle

Tabelle 20: Regression von Wahlabsicht auf Parteibindung (Skalometer) 1980

	Koeffizient	Konstante	R ²	N
Gesamtstichprobe	0,080	0,50	0,56	1112
protestantische Arbeiter	0,070	0,60	0,54	172
katholische Arbeiter	0,075	0,51	0,53	181
protestantische Beamte und Angestellte	0,081	0,56	0,53	234
katholische Beamte und Angestellte	0,080	0,42	0,62	195
protestantische Selbständige und Freiberufler	0,088	0,55	0,69	37
katholische Selbständige und Freiberufler	0,077	0,40	0,49	44

116 Vgl. Klingemann/Taylor, Affektive Parteiorientierung (Anm. 33), S. 308.

21 enthalten, die den Tabellen 6 und 8 von Klingemann und Taylor entspricht. Im Vergleich zu 1976 sieht man in der Gesamtstichprobe, daß der Einfluß auf die Wahlabsicht von Bewertungen der Wichtigkeit der Preisstabilität und der entsprechenden Lösungskompetenzen der Parteien gleichgeblieben ist. Die politische Bedeutung der Problembereiche Ausbildung und Alterssicherung hat 1980 im Vergleich zu 1976 etwas zugenommen, „Sauberkeit im Staat“ spielt eine deutlich geringere Rolle, während die drei außenpolitischen Sachfragen erneut die Wahlabsichten kaum beeinflussen. Am dramatischsten hat sich gegenüber 1976 die Wichtigkeit der Kanzlerkandidaten verändert. Der standardisierte Regressionskoeffizient β von 0,19 ist nach dem Wert von 1969 der mit Abstand höchste seit 1961. Für 1976 berichten Klingemann und Taylor für die Kanzlerkandidaten ein β von nur 0,01.

Diese Ergebnisse werden in den sechs Untergruppen der Stichprobe weitgehend reproduziert. Am auffälligsten ist im Vergleich zu Klingemanns und Taylors Resultaten der in der Gesamtstichprobe und über alle Untergruppen hinweg zu beobachtende deutliche Anstieg der durch Kanzlerkandidaten- und Sachfragenorientierungen erklärten Gesamtvarianz in der residualen Wahlabsicht. Während Klingemann und Taylor für die sechziger Jahre und die erste Hälfte der siebziger Jahre maximal 24 Prozent dermaßen erklärte Varianz finden, sind es bei der von uns verwandten Umfrage bei allen Befragten 49 Prozent und in den einzelnen Untergruppen zwischen

Tabelle 21: Regression von residualer Wahlabsicht 1980 auf residuale Kandidaten- und Sachfragenorientierung bei Kontrolle des Parteienskalometers (beta-Koeffizienten)

	Gesamtstichprobe	prot. Arbeiter	kath. Arbeiter	prot. Beamte und Ang.	kath. Beamte und Ang.	prot. Selbst. und Freiber.	kath. Selbst. und Freiber.
Kanzlerkandidat	0,19	0,23	0,21	0,21	0,13	- 0,03	0,13
Preise	0,20	0,40	0,11	0,24	0,13	0,46	0,46
Ausbildung	0,14	0,23	0,08	0,05	0,07	- 0,04	0,06
Alterssicherung	0,28	0,26	0,24	0,31	0,17	0,31	0,40
Sauberkeit im Staat	0,05	- 0,09	0,18	0,03	0,19	- 0,01	- 0,19
Sicherung vor russischem Angriff	0,03	- 0,10	- 0,02	0,08	0,06	- 0,20	0,22
Verhältnis zu USA	0,06	- 0,05	0,09	- 0,02	0,20	0,19	0,00
Verhältnis zu UdSSR	0,00	0,05	0,07	0,08	- 0,09	- 0,13	- 0,15
R ²	0,49	0,55	0,45	0,51	0,37	0,45	0,76
N	1032	159	161	220	179	33	41

37 und 76 Prozent. Auf eine inhaltliche Interpretation dieses auffälligen Anstiegs wollen wir an dieser Stelle verzichten. Es geht uns lediglich darum, die Wiederholbarkeit der Analyse von Klingemann und Taylor für die Bundestagswahl 1980 vorzuführen. Entsprechende Ergebnisse stehen der Richtung der Zusammenhänge nach eindeutig im Einklang mit ihren früheren Resultaten. Da aber die Stärke der Beziehungen aus dem Rahmen fällt, wollen wir diese Replikation des Ansatzes von Klingemann und Taylor nicht unmittelbar zur Grundlage des Vergleichs zwischen Regressionsanalyse und Normal-Vote-Analyse machen, sondern zunächst überprüfen, ob die ungewöhnlich hohe Bedeutung von Kandidatenpersönlichkeiten und Sachfragen für das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 1980 ein von Variablenoperationalisierungen und Modellspezifikationen unabhängiges Ergebnis ist.

4.2.3. Parteiidentifikation oder Parteienskalometer?

Dieser Frage können wir nachgehen, wenn wir die Residuen-Regression der Tabelle 21 mit Residuen von der Parteiidentifikation statt vom Parteienskalometer wiederholen¹¹⁷. Dabei wird Parteiidentifikation wie in Abschnitt 2.2.1. definiert und mit Werten von -2 bis $+2$ kodiert. Die Ersetzung des Parteienskalometers durch die Parteiidentifikation erhöht natürlich die Vergleichbarkeit mit der Normal-Vote-Analyse.

Tabelle 22 zeigt, daß die Bedeutung von Kandidatenpersönlichkeiten und politischen Sachfragen für das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 1980 durch die Verwendung des Parteienskalometers als Kontrollvariable übertrieben wird. Die Beta-Koeffizienten liegen zum großen Teil unter denjenigen der Tabelle 21. Noch deutlicher ist der Rückgang von R^2 . Wird bei Kontrolle des Parteienskalometers rund die Hälfte der residualen Wahlabsicht durch residuale Einstellungen zu Kandidaten und Sachfragen erklärt, sind es bei Kontrolle der Parteiidentifikation nur noch rund 30 Prozent. Das bedeutet, daß durch das Parteienskalometer nicht der gesamte Anteil der Varianzen von Wahlabsichten und Kandidaten- und Sachfragenorientierungen erfaßt wird, der auf die kausal vorgeordnete Parteibindung zurückgeht¹¹⁸. Der Ansatz von Klingemann und Taylor stellt mithin nicht die konservativste Analysestrategie dar, da es bei seiner Wiederholung nicht gelingt, den durch Parteibindung erklärten Varianzanteil der Wahlabsicht zu maximieren und den durch Kurzfristfaktoren erklärten Varianzanteil zu minimieren.

Dies läßt sich für die Bundestagswahl 1980 ganz deutlich zeigen, wenn man der Residuen-Regression die schrittweise Regression zur Seite stellt. Letztere wird folgendermaßen durchgeführt. Man regrediert die Wahlabsichten im ersten Schritt

¹¹⁷ Tabelle 23, unten, S. 405.

¹¹⁸ Die Verwendung des Parteienskalometers als Ersatzmaß für Parteiidentifikation bei der Bundestagswahl 1969 (Abschnitt 2.2.1.) wird davon nicht berührt, da es dort nicht um Zusammenhänge zwischen Parteibindung und Kandidaten- oder Sachfragenorientierungen ging, sondern nur um die Aufteilung der Stichprobe in Parteiidentifikationsgruppen. Vgl. Abschnitt 2.2.1., oben, S.

Tabelle 22: Regression von residualer Wahlabsicht 1980 auf residuale Kandidaten- und Sachfragenorientierung bei Kontrolle der Parteiidentifikation (beta-Koeffizienten)

	Gesamt- stichprobe	prot. Arbeiter	kath. Arbeiter	prot. Beamte und Ang.	kath. Beamte und Ang.	prot. Selbst. und Freiber.	kath. Selbst. und Freiber.
Kanzler- kandidat	0,16	0,19	0,13	0,14	0,20	- 0,05	0,12
Preise	0,18	0,32	0,10	0,16	0,19	0,33	0,30
Ausbildung	0,10	0,15	0,02	- 0,01	- 0,06	0,02	0,10
Alters- sicherung	0,19	0,21	0,19	0,21	- 0,04	- 0,06	0,20
Sauberkeit im Staat	0,07	- 0,01	0,19	0,08	0,23	0,03	- 0,24
Sicherung vor russischem Angriff	0,03	- 0,06	0,01	0,14	0,06	- 0,28	0,27
Verhältnis zu USA	0,06	- 0,07	0,08	- 0,04	0,18	0,38	- 0,18
Verhältnis zu UdSSR	0,00	0,08	0,03	0,01	- 0,12	0,17	- 0,23
R ²	0,29	0,33	0,26	0,24	0,26	0,27	0,33
N	1020	159	160	219	177	33	41

wie bei der Residuen-Regression auf Parteienskalmeter bzw. Parteiidentifikation. In einem zweiten Schritt bezieht man dann Kandidaten- und Sachfragenorientierungen in die Regression ein. Der Beitrag der letzteren zur Erklärung der Wahlabsicht ist am Zuwachs des multiplen Determinationskoeffizienten R^2 gegenüber dem ersten Schritt abzulesen. In Tabelle 23 sind Residuen-Regression und schrittweise Regression für die Gesamtstichprobe und für die sechs bekannten Untergruppen einander gegenübergestellt.

In dieser Tabelle wird eindeutig bestätigt, was der Vergleich zwischen den Tabellen 21 und 22 anzeigt. Über alle Untergruppen hinweg und in der Gesamtstichprobe bindet die durch die Parteiidentifikation gemessene Parteibindung wesentlich höhere Varianzanteile der Wahlabsicht als die durch das Parteienskalmeter gemessene. Andererseits sind die durch Parteibindung, Kandidaten und Sachfragen insgesamt erklärten Gesamtvarianzen der Wahlabsicht ziemlich unabhängig von der Operationalisierung der Parteibindung. Innerhalb dieser erklärten Gesamtvarianzen gelingt es mittels des Parteienskalmeters aber nicht, die gesamte durch Parteibindungen gebundene Varianz zu isolieren. Aufgrund der Multikollinearität zwischen Parteibindung und Einstellungen zu Kandidaten und Sachfragen werden dann der letzteren Gruppe von Variablen Effekte zugeschrieben, die – nach einem möglichst konservativen Modell – eigentlich auf das Konto der Parteibindung gehen. Diese Übertreibung der kurzfristigen Einflüsse auf das Wahlverhalten läßt sich

Tabelle 23: Varianzdekomposition der Wahlabsicht 1980 durch Parteibindung oder Kandidaten- und Sachfragenorientierung in Residuen-Regression und schrittweiser Regression (R^2)

		Gesamtstichprobe	prot. Arbeiter	kath. Arbeiter	prot. Beamte und Ang.	kath. Beamte und Ang.	prot. Selbst. und Freiber.	kath. Selbst. und Freiber.	
Parteienskalometer	Regression Wahlabsicht auf Parteienskalometer	0,56	0,54	0,53	0,53	0,62	0,69	0,49	
	Residuen-Regression	0,49	0,53	0,42	0,49	0,34	0,27	0,71	
	Erklärte Gesamtvarianz	0,78	0,78	0,73	0,76	0,75	0,77	0,85	
	Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	0,22	0,24	0,20	0,23	0,13	0,08	0,36	
	<hr/>								
	schnittweise Regression	Regression Wahlabsicht auf Skalometer, Kandidaten, Sachfragen	0,81	0,82	0,76	0,78	0,78	0,82	0,85
	Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	0,25	0,28	0,23	0,25	0,16	0,13	0,36	
<hr/>									
Parteiidentifikation	Regression Wahlabsicht auf Parteiidentifikation	0,75	0,70	0,74	0,78	0,72	0,90	0,88	
	Residuen-Regression	0,28	0,33	0,22	0,21	0,22	0,04	0,17	
	Erklärte Gesamtvarianz	0,82	0,80	0,80	0,83	0,78	0,90	0,90	
	Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	0,07	0,10	0,06	0,05	0,06	0,00	0,02	
	<hr/>								
	schnittweise Regression	Regression Wahlabsicht auf Parteiidentifikation, Kandidaten, Sachfragen	0,85	0,84	0,81	0,86	0,82	0,95	0,96
	Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	0,10	0,14	0,07	0,08	0,10	0,05	0,08	

Für die Anzahl der unabhängigen Variablen korrigierte Werte von R^2 .

gleichgerichtet und in gleicher Größenordnung in der Residuen-Regression und der schrittweisen Regression nachweisen.

Aus Tabelle 23 geht ferner hervor, daß das aufwendige Verfahren der Residuen-Regression ohne weiteres durch die schrittweise Regression ersetzt werden kann. Bei beiden Operationalisierungen der Parteibindung als Kontrollvariable erhält man aus beiden Methoden sehr ähnliche Schätzungen der durch Einstellungen zu Kandidaten und Sachfragen zusätzlich erklärten Gesamtvarianz. Die Varianzdekomposition mittels schrittweiser Regression ergibt zwar durchgängig etwas höhere erklärte Gesamtvarianzen und damit etwas höhere Erklärungsleistungen der kurzfristigen Faktoren, im Vergleich zur Übertreibung ihrer Bedeutung bei Operationalisierung der Parteibindung durch das Parteienskalometer ist dies jedoch fast vernachlässigbar. Beide Regressionsansätze zeigen übereinstimmend, daß 1980 nicht etwa knapp ein Viertel der Gesamtvarianz der Wahlabsicht auf die untersuchten kurzfristigen Einflüsse zurückzuführen ist, sondern bei adäquater Messung der Parteibindung nur etwa rund ein Zehntel.

Es wäre sicher nützlich und sinnvoll zu überprüfen, ob die Verwendung des Parteienskalometers auch in den von Klingemann und Taylor analysierten Umfragen zu ähnlichen Übertreibungen der kurzfristigen bzw. Untertreibungen der langfristigen Einflüsse auf das Wahlverhalten führt. Da sie jedoch nicht durchgängig die notwendigen Meßwerte zur Parteiidentifikation enthalten, ist eine solche systematische Überprüfung nicht möglich. Für 1976 allerdings war uns eine Umfrage verfügbar, in der sowohl das Parteienskalometer als auch die Parteiidentifikationsfrage enthalten sind. Andererseits umfaßt sie nur vier der sieben von Klingemann und Taylor und von uns für die Bundestagswahl 1980 berücksichtigten Sachfragen und ist nicht identisch mit der von ihnen für 1976 ausgewerteten Umfrage. Für diese „Wahlstudie 1976“ der Forschungsgruppe Wahlen führen wir analog zur Tabelle 23 Residuen-Regression und schrittweise Regression mit beiden Operationalisierungen der Parteibindung durch.

Tabelle 24 enthält keine exakte Replikation der Ergebnisse von Klingemann und Taylor. Sie berichtet aber über den Versuch, ihr Verfahren mit einer anderen Umfrage desselben Jahres möglichst genau zu reproduzieren. Die aus Tabelle 23 abgeleiteten Aussagen finden sich weitgehend bestätigt. In der schrittweisen Regression wird den kurzfristigen Einflußfaktoren wiederum etwas mehr Varianzreduktionskraft zugemessen als in der Residuen-Regression. Viel deutlicher aber ist der Unterschied angesichts verschiedener Operationalisierungen der Parteibindung. Auch 1976 wird der Einfluß der kurzfristigen Faktoren bei Verwendung des Parteienskalometers übertrieben. Diese Übertreibung ist zwar bei weitem nicht so stark wie 1980, dennoch aber unübersehbar. Überträgt man dieses Ergebnis auf die von Klingemann und Taylor analysierte Umfrage, dann muß man davon ausgehen, daß nicht acht Prozent, sondern nur rund fünf Prozent der Gesamtvarianz der Wahlabsichten durch Kandidaten- und Sachfragenorientierung erklärt werden können.

Varianzdekomposition ist eines der Anliegen der Normal-Vote-Analyse, die multiple Regressionsanalyse läßt sich dazu ebenfalls einsetzen. Wir haben somit eine hervorragende Validierungsmöglichkeit für die Normal-Vote-Analyse zur Ver-

Tabelle 24: Varianzdekomposition der Wahlabsicht 1976 durch Parteibindung oder Kandidaten- und Sachfragenorientierung in Residuen-Regression und schrittweiser Regression bei zwei Umfragen (R^2)

	Klingemann und Taylor (1977) ^a Parteienskalometer	Wahlstudie 1976 ^b (ZA-Nr. 0823) Parteibindung gemessen durch	
		Parteienskalometer	Parteidentifikation
Regression Wahlabsicht auf Parteibindung	0,64	0,64	0,72
Residuen-Regression	0,22	0,25	0,18
Erklärte Gesamtvarianz	0,72	0,73	0,77
Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	0,08	0,09	0,05
Regression Wahlabsicht auf Parteibindung, Kandidaten, Sachfragen	–	0,74	0,79
Durch Kandidaten und Sachfragen erklärte Gesamtvarianz	–	0,10	0,07

^a Sieben Sachfragen wie in Tabellen 21 und 22.

^b Vier Sachfragen: Preise, Ausbildung, Sauberkeit im Staat, Verhältnis zu UdSSR.

fügung. Der Regressionsansatz kann zu diesem Zweck in vier Versionen herangezogen werden: als Residuen-Regression oder als schrittweise Regression, mit Parteienskalometer oder Parteidentifikation als Kontrollvariable. Residuen-Regression bei Kontrolle des Parteienskalometers hätte den Vorteil, genau an die Längsschnittuntersuchung von Klingemann und Taylor anzuknüpfen und ihre Befunde für 1980 weiter zu differenzieren. Gegen sie spricht die Inflationierung der Effekte der kurzfristigen Faktoren auf das Wahlverhalten bei Verwendung des Parteienskalometers zu Kontrollzwecken, die wir nach unseren Ergebnissen für sehr wahrscheinlich halten. Wenn wir aber schon eine exakte Replikation der Arbeit von Klingemann und Taylor nicht zum Vergleich mit den Ergebnissen unserer Normal-Vote-Analyse heranziehen können, dann empfiehlt es sich, mit der schrittweisen anstelle der Residuen-Regression zu arbeiten. Beide Verfahren führen zu fast identischen Gewichtungen der langfristigen gegen die kurzfristigen Einflüsse auf Wahlabsichten, und beide quantifizieren die kurzfristigen Effekte sehr ähnlich. Bei schrittweiser Regression werden etwa die durch Residuen-Regression gewonnenen Beta-Koeffizienten der Tabellen 21 und 22 mit einer mittleren absoluten Abweichung von nur 0,02 reproduziert. Die maximale Abweichung liegt bei 0,05. Da jedoch die schrittweise Regression rechnerisch einfacher ist und wir im folgenden den für die Parteibindung bereinigten eigenständigen Erklärungsbeitrag für zahlreiche Variablen in der Re-

gressionsanalyse ermitteln und der Normal-Vote-Analyse gegenüberstellen wollen, haben wir uns entschieden, auf dieses Regressionsverfahren zurückzugreifen. Wenden wir uns nun diesem Vergleich der Ergebnisse zweier Versuche zu, die Parteiidentifikation als gemeinsam kausal vorgeordnete Variable bei der Untersuchung der Bedeutung kurzfristiger Einflußfaktoren für das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 1980 konstant zu halten.

4.3. *Normal-Vote-Analyse und Regressionsanalyse*

4.3.1. Regressionsanalyse von kurzfristigen Einflüssen auf das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 1980

Vor der Interpretation der Ergebnisse sind einige Bemerkungen zum Verfahren angebracht. Wir arbeiten hier mit dichotomisierten Wahlabsichten für die beiden großen Parteien. Befragte, welche die FDP wählen wollen, scheiden aus der Analyse aus. Wir verwenden ferner unkorrigierte Wahlabsichten und nur solche unabhängigen Variablen, die entweder ordinal oder dichotom gemessen sind oder entsprechend recodiert werden können, weil die Regressionsparameter für klassifikatorische Variablen nicht sinnvoll interpretiert werden können.

In einem ersten Schritt regredieren wir jeweils die Wahlabsicht auf die Parteiidentifikation, in einem zweiten Schritt beziehen wir die jeweilige unabhängige Variable in die Regression ein. Die Fallzahlen sind dabei nicht immer identisch, weil bei unterschiedlichen unabhängigen Variablen verschieden viele Befragte als fehlende Beobachtungen ausscheiden. Wir halten für jedes Paar aus zwei bivariaten bzw. trivariaten Regressionen den durch die Einbeziehung der zusätzlichen kurzfristigen Erklärungsvariablen verursachten Anstieg des multiplen Determinationskoeffizienten R^2 fest und ermitteln die Signifikanz des Anstiegs der erklärten Varianz¹¹⁹. In Tabelle 25 stellen wir diesen Regressionsergebnissen die Ergebnisse der Normal-Vote-Analyse nur gegenüber, wenn durch die Einbeziehung einer zusätzlichen Erklärungsvariablen der multiple Determinationskoeffizient um mindestens 0,01 ansteigt. Solche Zuwächse sind alle hochsignifikant mit p kleiner als 0,001. Durch dieses Verfahren wird natürlich die Beziehung zwischen Wahlabsicht und Parteiidentifikation nur in dieser einen Umfrage zur Bundestagswahl 1980 kontrolliert und nicht – wie in der Normal-Vote-Analyse – über vergangene Zeitpunkte von 1969 bis 1976 hinweg.

Die Ergebnisse der Tabelle 25 bestätigen die Auswahl der wichtigsten kurzfristigen Einflußfaktoren auf die Bundestagswahl 1980 durch unsere Normal-Vote-Analyse. Die Variablengruppen Demographie, politisches Interesse, politische Partizipation, Gefühl politischer Kompetenz, politisches Umfeld und der Zeitpunkt der individuellen Wahlentscheidung leisten keine hochsignifikante, über die Partei-

119 Vgl. Gordon Hilton, *Intermediate Politometrics*, New York: Columbia University Press 1976, S. 173.

Tabelle 25: Gegenüberstellung Normal-Vote-Analyse und Regressionsanalyse der Bundestagswahl 1980 (Normal-Vote-Koeffizienten und Regressionsergebnisse für SPD)

Variable	Normal-Vote-Analyse			Regressionsanalyse	
	S	S*	PS*	Zuwachs des korrigierten R ²	beta
Bedeutung christlicher Werte in Familie	1,6	1,2	0,09	0,01	- 0,09
Bevorzugter Kanzler	4,6	4,6	0,14	0,09	0,51
Skalometer Strauß	3,0	2,6	0,09	0,04	0,31
Skalometer Kohl	2,7	2,1	0,09	0,01	0,15
Chancen der CDU/CSU durch Strauß verändert?	1,4	0,7	0,03	0,01	0,14
Skalometer Schmidt Führungspositionen der Parteien richtig besetzt?	4,9	4,8	0,17	0,01	- 0,14
Wer soll regieren, damit zufrieden?	3,7	2,3	0,11	0,01	- 0,09
Wie gefallen Parteien, erster Rang?	5,4	4,5	0,11	0,01	- 0,09
Links-rechts-Einstufung ideale Partei	10,0	9,0	0,20	0,25	0,90
Voraussichtlicher Gewinner der Wahl?	3,6	3,3	0,15	0,02	- 0,15
Kompetenz Sauberkeit im Staat	2,2	1,7	0,09	0,02	0,17
Kompetenz Umweltschutz	7,1	7,0	0,20	0,04	0,30
Kompetenz Preisstabilität	5,5	5,0	0,15	0,05	0,37
Kompetenz Steuersenkung	8,0	7,2	0,18	0,08	0,48
Kompetenz Arbeitsplätze	6,2	5,4	0,15	0,05	0,35
Kompetenz Verhältnis zu USA	6,3	5,5	0,14	0,09	0,55
Kompetenz Alterssicherung	5,9	5,4	0,17	0,03	0,24
Kompetenz Ausbildung	6,3	5,7	0,14	0,08	0,50
Kompetenz Wiedervereinigung	5,1	4,9	0,15	0,06	0,38
Kompetenz Sicherung vor russischem Angriff	6,4	6,1	0,20	0,03	0,22
Kompetenz Verhältnis zu UdSSR	7,7	5,9	0,17	0,04	0,26
Kompetenzindex	3,3	3,1	0,19	0,01	0,12
Kanzlerpräferenz und Kompetenz Preisstabilität	5,4	5,3	0,21	0,04	- 0,31
	7,2	4,7	0,11	0,11	- 0,62

bindung hinausgehende Erklärung des Wahlverhaltens. Aus dem Komplex der Einstellungen zum politischen System ermitteln wir einen deutlichen selbständigen Effekt nur für die Variable „Bedeutung christlicher Werte in der Familie“. Eine hohe Priorität für solche Normen verstärkt die Wahlabsicht für CDU/CSU. Eine Reihe hochsignifikanter Befunde erhalten wir für die drei Variablenkomplexe „Einstellungen zu Kanzlerkandidaten“, „Einstellungen zu Parteien, Regierung und Koalition“ und „Einstellungen zu Sachfragen“. Bei den Kandidatenbewertungen wirkt am stärksten die Kanzlerpräferenz, die zusätzlich zur Parteibindung neun Prozent der Varianz in den Wahlabsichten erklärt. Die Bevorzugung von Helmut Schmidt als Bundeskanzler steigert deutlich die Wahlabsicht für die SPD. Am zweitwichtigsten aus diesem Variablenkomplex ist mit vier Prozent Varianzzuwachs die Skalometereinstufung von Franz Josef Strauß. Negativbewertungen seiner Person erhöhen die Wahlabsicht für die Sozialdemokraten ebenso wie negative Einschätzungen von Helmut Kohl, die aber nur ein Prozent der Varianz in den Wahlabsichten zusätzlich zur Parteiidentifikation erklären. In derselben Größenordnung liegt der Effekt der Skalometereinschätzungen für Helmut Schmidt; negative Einschätzungen seiner Person verstärken die Wahlneigung zur CDU/CSU. Die Einschätzung, die Wahlchancen der CDU/CSU hätten sich durch die Kandidatur von Franz Josef Strauß verschlechtert, verstärken die Wahlabsicht für die Sozialdemokraten ebenso wie die Beurteilung, die politischen Führungspositionen in der Bundesrepublik seien richtig besetzt.

Aus der Variablengruppe „Einstellungen zu Parteien, Regierung und Koalition“ haben vier Erklärungsvariablen eine selbständige, zusätzliche Varianzreduktionskraft von mindestens einem Prozent der Gesamtvarianz der Wahlabsichten. Am stärksten wirkt die Rangordnung, wie gut die Parteien gefallen. Der sehr starke Zuwachs des multiplen Determinationskoeffizienten bei Einbeziehung dieser Erklärungsvariablen fällt aber insofern aus dem Rahmen, als hierzu sehr viele Beobachtungen als fehlend ausfallen und bei den vorhandenen Beobachtungen die Erklärungsleistung der Parteiidentifikation außergewöhnlich niedrig liegt. An zweiter Stelle folgen mit jeweils zwei Prozent erklärtem Varianzzuwachs die Links-Rechts-Einstufung der idealen Partei und die Erwartung, wer die Bundestagswahl 1980 gewinnen werde. Je weiter links die ideale Partei eingestuft wird, desto besser schneidet die SPD ab. Wenn die SPD als Gewinner der Wahl erwartet wird, steigt die Wahlabsicht für sie an – ein typischer Mitläufereffekt. Schließlich besitzt auch die Variable eigenständige Erklärungskraft, mit welcher Regierung die Befragten am ehesten einverstanden wären; erwartungsgemäß wirkt sie gleichgerichtet mit der Parteiidentifikation als Verstärkungsfaktor.

Bei den politischen Sachfragen sind es ausschließlich die Kompetenzeinschätzungen der Parteien, die eigenständige, über die Parteiidentifikation hinausgehende Erklärungskraft besitzen. An der Spitze stehen mit neun bzw. acht Prozent zusätzlich gebundener Varianz die sozialstaatlichen Aufgaben Sicherung der Arbeitsplätze, Inflationsbekämpfung und Alterssicherung. Mit vier bis sechs Prozent zusätzlicher Erklärungsleistung folgen Sauberkeit im Staat, Umweltschutz, Steuersenkung und Ausbildung. An letzter Stelle stehen mit ein bis vier Prozent eigener Erklärungs-

leistung die außenpolitischen Sachthemen Verhältnis zu den Vereinigten Staaten, Verhältnis zur Sowjetunion, Wiedervereinigung und Sicherung vor russischem Angriff. Bei allen elf Kompetenzeinschätzungen gilt, daß sie gleichgerichtet zur Parteiidentifikation wirken. Unabhängig von der Parteiidentifikation steigt mit der Beurteilung, die SPD sei zur Bewältigung irgendeines Problems die kompetentere Partei, die Wahlabsicht für die Sozialdemokraten und umgekehrt für die CDU/CSU.

Neben diesen Ergebnissen zu einzelnen Variablen enthält Tabelle 25 auch Regressionsresultate für zwei zusammengesetzte Indizes. Der erste mißt in drei Klassen die gesamten Kompetenzzuweisungen an die beiden großen Parteien¹²⁰. Die Wirkung dieses Index' ist zwar gleichgerichtet wie diejenige der einzelnen Kompetenzdimensionen, indem nämlich die SPD unabhängig von der Parteiidentifikation um so eher gewählt wird, je sachkompetenter sie eingestuft wird. Die zusätzliche Varianzreduktion liegt dabei unter derjenigen für die meisten einzelnen Kompetenzeinstufungen, weil wohl die Zusammenfassung in nur drei Kategorien die Variationsbreite dieses Index' entscheidend vermindert und weil die Kompetenzzuschreibungen unabhängig von der persönlichen Wichtigkeit der jeweiligen Sachfrage addiert werden. Der zweite Index, der die Kanzlerpräferenz und die Kompetenzeinschätzung für Inflationsbekämpfung zusammenfaßt, bringt – wenn man von dem etwas außergewöhnlichen Ergebnis für die Variable „Gefallen der Parteien“ absieht – die höchste zusätzliche eigenständige Erklärungsleistung über die Parteiidentifikation hinaus mit elf Prozent gebundener Gesamtvarianz. Dieser Varianzanstieg liegt über demjenigen bei den beiden einzelnen Komponenten des Index', aber unterhalb ihrer Summe und weist somit auf Multikollinearität zwischen diesen beiden Komponenten hin.

Diese Beobachtung hatten wir auch schon in der Normal-Vote-Analyse gemacht und als Konsequenz den Versuch einer partiellen Normal-Vote-Analyse unternommen¹²¹. Der dortige Befund, daß die Kanzlerpräferenz im Vergleich zur Kompetenzeinschätzung für Inflationsbekämpfung die wichtigere Einflußgröße sei, wird durch die Regressionsanalyse bestätigt. Führt man beide Variablen zusammen in einem zweiten Schritt nach vorheriger Einbeziehung der Parteiidentifikation in eine Regressionsanalyse ein, dann erhält man – ebenso wie beim kombinierten Index – einen Anstieg der erklärten Varianz von elf Prozent. Die Kanzlerpräferenz erklärt also zusätzlich zur Kompetenzeinschätzung drei Prozent, die Kompetenzeinschätzung zusätzlich zur Kanzlerpräferenz nur zwei Prozent der Gesamtvarianz. Die Kanzlerpräferenz wirkt ergo empirisch stärker, außerdem ist es theoretisch natürlich sinnvoller, die Kanzlerpräferenz als kausal vor der Kompetenzzumessung zu sehen, nicht umgekehrt. Damit haben wir eine Varianzzerlegung dergestalt, daß die Kanzlerpräferenz zusätzlich zur Parteiidentifikation neun Prozent der Varianz erklärt und die Kompetenzbeurteilung für die Inflationsbekämpfung zusätzlich zur Parteiidentifikation und zur Kanzlerpräferenz nochmals zwei Prozent der Gesamt-

120 Vgl. Abb. 20, oben, S. 389.

121 Abschnitt 2.3.5., oben, S. 352.

varianz der Wahlabsichten. Entsprechende Reduktionen der Erklärungsbeiträge würden sich natürlich auch bei den übrigen Kompetenzeinschätzungen ergeben, wenn man zusätzlich zur Parteiidentifikation die Kanzlerpräferenz kontrollieren würde.¹²²

Regressionsanalyse und Normal-Vote-Analyse entsprechen sich in ihren Ergebnissen insofern, als beide Verfahren die gleichen kurzzeitigen Einflüsse als am wichtigsten für das Ergebnis der Bundestagswahl 1980 identifizieren und die Richtung der jeweils vorgefundenen Zusammenhänge zwischen einzelnen Erklärungsvariablen und Wahlabsichten übereinstimmt. Ein Problem beim Vergleich beider Methoden besteht aber darin, daß es keine eindeutige Beziehung zwischen Normal-Vote-Koeffizienten und Regressionsergebnissen gibt. Die Regressionsanalyse bietet mit dem multiplen Determinationskoeffizienten R^2 und seinen Veränderungen eine klare Möglichkeit zur Quantifizierung der Erklärungsleistung von verschiedenen Variablen. Dieses Maß steht offensichtlich in keiner eindeutigen oder monotonen Beziehung zu den Normal-Vote-Koeffizienten, besonders S; das ja zur Quantifizierung von Kurzeiteinflüssen gedacht ist. Zwar gilt im allgemeinen, daß die in der Regressionsanalyse besonders wirkungsvollen Erklärungsvariablen auch höhere Werte von S aufweisen als andere Variablen, die sich in der Regressionsanalyse als wenig wirkungsmächtig erweisen. Trotzdem kommt es vor, daß Größen, deren Einbeziehung einen relativ starken Zuwachs der erklärten Gesamtvarianz verursacht, niedrigere Werte von S aufweisen als Erklärungsvariablen mit in der Regressionsanalyse deutlich geringerer Varianzreduktionskraft. Man muß also erkennen, daß zwar beide Verfahren die gleichen kurzzeitigen Einflüsse auf die Bundestagswahl 1980 als am wichtigsten ermitteln, daß aber die Quantifizierung der Erklärungsleistung durch die Regressionsanalyse in der Normal-Vote-Analyse keine eindeutige Entsprechung findet. Wir kommen auf dieses Problem im folgenden Abschnitt noch einmal zu sprechen.

4.3.2. Normal-Vote-Diagramme aus Regressionsanalysen

Die erwarteten Werte der Normal-Vote-Analyse werden aus der Zusammensetzung der einzelnen Kategorien nach Parteiidentifikationsgruppen und aus dem vergangenen Wahlverhalten in diesen einzelnen Parteiidentifikationskategorien errechnet. Mittels Regressionsresultaten ist eine ähnliche Vorgehensweise möglich, auch wenn dabei die Beziehung zwischen Wahlverhalten und Parteiidentifikation nur für eine einzige Wahl kontrolliert werden kann. Wir wollen dies am Beispiel des soeben erwähnten Index' aus Kanzlerpräferenz und Kompetenz zur Inflationsbekämpfung vorführen.

Für jede Kategorie dieses Index' kennen wir die mittlere Wahlabsicht und die mittlere Parteiidentifikation (Tabelle 26). Die Regression der Wahlabsicht auf die Parteiidentifikation liefert uns eine erste Voraussagegleichung für E_{pi} , die allein

122 Vgl. Tabelle 26.

Tabelle 26: Wahlabsicht und Parteiidentifikation in den Kategorien des Index „Kanzlerpräferenz und Kompetenz Preisstabilität“

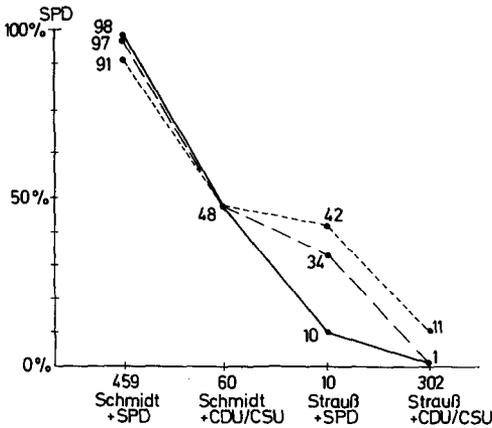
	Kanzlerpräferenz			
	Schmidt		Strauß	
	Kompetenz SPD	Preisstabilität CDU/CSU	Kompetenz SPD	Preisstabilität CDU/CSU
Mittlere Wahlabsicht (SPD)	0,98	0,48	0,10	0,01
Mittlere Parteiidentifikation	1,47	- 0,15	- 0,40	- 1,57
N	459	60	10	302

aufgrund der Parteiidentifikation erwartete Wahlabsicht. Aus der Regression der Wahlabsicht auf die Parteiidentifikation und den zusammengesetzten Index haben wir eine zweite Prognosegleichung für E_{PIK} , die aufgrund von Parteiidentifikation und Kombinationsindex aus Kanzlerpräferenz und Kompetenz zur Inflationsbekämpfung erwartete Wahlabsicht. Durch Einsetzen der Werte der Parteiidentifikation und des Kombinationsindex' erhält man für jede der vier Kategorien dieses Kombinationsindex' zwei Prognosen der Wahlabsicht, eine nur abgeleitet aus der Parteiidentifikation, die andere abgeleitet aus der Parteiidentifikation und dem Index. Diese zwei Sätze von Erwartungswerten können wir zusammen mit den beobachteten Werten der Wahlabsicht in ein Normal-Vote-Diagramm eintragen¹²³. Obwohl dabei der Effekt der Parteiidentifikation nur für die Bundestagswahl 1980 und nicht über längere Zeit hinweg kontrolliert ist, fällt dieses Diagramm sehr ähnlich wie das Normal-Vote-Diagramm 31 aus. Daß etwa der Effekt der Kompetenzeinschätzung bei Strauß-Anhängern viel schwächer ausgeprägt ist als bei Anhängern von Helmut Schmidt, ist wiederum ganz deutlich.

Abbildung 33 zeigt aber daneben auch einen deutlichen Schwachpunkt der Normal-Vote-Analyse. In dieser Abbildung haben wir neben den beobachteten Werten zwei Sätze von erwarteten Werten. Die Normal-Vote-Analyse kennt nur beobachtete und aufgrund der Parteiidentifikation erwartete Werte. Genau das ist aber der Grund, weshalb ihr die im vorigen Abschnitt vermißte quantitative Varianzdekomposition nicht gelingt, die die Regressionsanalyse leistet. Wie eine solche quantitative Varianzdekomposition mit Hilfe der Logik der Normal-Vote-Analyse auszu sehen hätte, läßt sich anhand dieses Diagramms mit leicht modifizierten Normal-Vote-Koeffizienten illustrieren. T wird, wie üblich berechnet als gewichtetes Mittel der absoluten Differenzen zwischen beobachteten Werten und dem Gesamtmittel. Auch L kann ganz normal berechnet werden als gewichtetes Mittel der absoluten Differenzen zwischen Gesamtmittel und aufgrund der Parteiidentifikation erwarteten Werten. Weil bei der Regressionsanalyse aber gilt, daß die Gesamtmittel der beobachteten Werte, der aufgrund der Parteiidentifikation erwarteten Werte

123 Abbildung, unten, S. 414.

Abbildung 33: Normal-Vote-Diagramm aus einer Regressionsanalyse –
Kanzlerpräferenz und Kompetenz Preisstabilität



————— : beobachtet
 - - - - - : erwartet aufgrund Parteiidentifikation
 - - - - - : erwartet aufgrund Parteiidentifikation, Kanzlerpräferenz und Kompetenz Preisstabilität

$T = 44,1$ $L = 35,9$ $S^* = 7,8$ $R = 0,4$

QST = 1744275 QSL = 1157520 QSS = 1707037 QSR = 37238

und der aufgrund der Parteiidentifikation und des Kombinationsindex' erwarteten Werte zusammenfallen, stellt sich im Falle des Normal-Vote-Koeffizienten S das Problem der Korrektur der Differenz zwischen den Mittelwerten der beobachteten und der erwarteten Werte nicht, so daß ein modifiziertes S hier ganz einfach definiert werden kann als gewichtetes Mittel der absoluten Differenzen zwischen aufgrund der Parteiidentifikation erwarteten Werten und aufgrund der Parteiidentifikation *und* des Kombinationsindex' erwarteten Werten. R definieren wir schließlich als $(T-S-L)$, also als gewichtetes Mittel der absoluten Differenzen zwischen beobachteten Werten und aufgrund der Parteiidentifikation und des Kombinationsindex' erwarteten Werten. Die in Abbildung 33 wiedergegebenen Parameter sind entsprechend berechnet worden.

S und R sind gegenüber der Normal-Vote-Analyse geringfügig umdefiniert worden. Diese Neudefinition erlaubt es, einer solchermaßen modifizierten Normal-Vote-Analyse eine eindeutige quantitative Interpretation in der Terminologie der Varianzdekomposition zu geben. Die Regressionsanalyse spaltet die Summe der quadrierten Abweichungen der beobachteten Werte vom Gesamtmittel in erklärte und unerklärte Anteile auf. Diese Quadratsumme beträgt im Fall der Abbildung 33 2 022 672. Davon fällt zwischen den vier Gruppen des Kombinationsindex eine Quadratsumme von 1 744 275 an, die restliche Quadratsumme kommt durch Abweichungen der Wahlabsichten von den jeweiligen Gruppenmitteln zustande. Der

in der Varianzanalyse übliche Vergleich von Quadratsummen innerhalb von Kategorien und Quadratsummen zwischen Kategorien mit dem Anliegen zu ermitteln, ob sich die Gruppenmittel signifikant voneinander unterscheiden, interessiert uns hier nicht. Vielmehr wollen wir die zwischen den Kategorien anfallende Quadratsumme, die, wie gesagt, nur ein Teil der für die übliche Regressionsanalyse relevanten gesamten Quadratsumme ist und die wir mit QST bezeichnen, weiter zerlegen. Mit QSL bezeichnen wir diejenige Quadratsumme, die durch die Parteiidentifikation erklärt wird, mit QSS diejenige Quadratsumme, die durch Parteiidentifikation und den Kombinationsindex erklärt wird. Durch Parteiidentifikation und Kombinationsindex unerklärt bleibt aus dem gesamten QST eine restliche Quadratsumme QSR.

Diese verschiedenen Quadratsummen sind im Rahmen eines Regressionsansatzes leicht interpretierbar, in dem alle beobachteten Wahlabsichten in den einzelnen Kategorien des Kombinationsindex' auf die jeweiligen Gruppenmittel rekodiert werden. Da man alle Streuung innerhalb der vier Kategorien ausgeschaltet hat, beträgt die zu erklärende Gesamtvariation nun QST. Damit mißt aber der Quotient aus QSL und QST offensichtlich die durch Parteiidentifikation erklärte Gesamtvariation und entspricht der konventionellen Definition des multiplen Determinationskoeffizienten R^2 . Der durch Parteiidentifikation und Kombinationsindex erklärte Varianzanteil beträgt damit (QSS/QST) , der durch die Einbeziehung des Kombinationsindex' zusätzlich erklärte Varianzanteil läßt sich als $(QSS-QSL)/QST$ schreiben.

Dies sind elementare Grundlagen der Regressionsanalyse, die wir hier nicht auf die ursprünglich zu erklärende Wahlabsicht angewandt haben, sondern auf eine transformierte Wahlabsicht, die innerhalb der einzelnen Kategorien des Kombinationsindex' keine Varianz mehr aufweist und deren Gesamtvarianz damit natürlich auf Varianz zwischen Gruppen beschränkt ist und unter der Gesamtvarianz der ursprünglichen Wahlabsicht liegt. Wozu soll diese Varianzdekomposition einer Variablen dienen, die mit der ursprünglich interessierenden abhängigen Variablen nicht identisch ist? Die Antwort liegt darin, daß sich zeigen läßt, daß die drei erwähnten Anteile der Gesamtvariation, nämlich der durch die Parteiidentifikation, der gemeinsam durch den Kombinationsindex und die Parteiidentifikation und schließlich der durch den Kombinationsindex zusätzlich erklärte, mittels der modifizierten Normal-Vote-Koeffizienten *angenähert* werden können. Der Quotient QSL/QST läßt sich annähern durch L^2/T^2 . Der Quotient QSS/QST läßt sich annähern durch $(L + S)^2/T^2$. Der durch die Einbeziehung des Kombinationsindex' zusätzlich erklärte Varianzanteil schließlich, also $(QSS-QSL)/QST$, läßt sich annähern durch $((L + S)^2 - L^2)/T^2 = (S^2 + 2LS)/T^2$. Es handelt sich dabei jedoch *nur* um Näherungen, weil die Quadratsummen über quadrierte Distanzen definiert sind, die Normal-Vote-Koeffizienten aber über absolute Distanzen. Quadriert man diese gewichteten mittleren absoluten Distanzen, ergeben sich gegenüber den Quadratsummen Fehler, die sich jedoch in Zähler und Nenner der diversen Quotienten ähnlich auswirken, so daß sie keine gravierenden Folgen haben. Mit dieser Einschränkung werden die modifizierten Normal-Vote-Parameter varianzanalytisch

interpretierbar. L^2 verhält sich proportional zur durch die Parteiidentifikation erklärten Varianz, S^2 verhält sich proportional zu der zusätzlich durch die jeweilige kurzfristige Einflußvariable gebundenen Varianz.

Mit diesem Ergebnis stehen wir aber vor einem Problem der Normal-Vote-Analyse, wenn sie nicht nur zur grafischen Illustration und zur Identifikation von besonders starken Kurzzeiteinflüssen dienen soll. Im Regelfall, wenn eine langfristige Kontrolle der Beziehung zwischen Wahlabsicht und Parteiidentifikation angestrebt wird, wenn man also zur Normal-Vote-Analyse nicht auf dem Umweg über die vorherige Regressionsanalyse kommen kann, dann hat man nur aufgrund der Parteiidentifikation erwartete Werte, nicht aber aufgrund der Parteiidentifikation und einer kurzfristigen Einflußvariablen erwartete Werte. Damit wird die vorgeführte annäherungsweise quantitative Varianzzerlegung mit Hilfe von Normal-Vote-Koeffizienten unmöglich. Verzichtet man, wie in der Abbildung 33, auf eine langfristige Kontrolle der politischen Auswirkungen der Parteiidentifikation und beschränkt sich darauf, sie bei einer einzigen Wahl im Regressionsansatz konstant zu halten – wofür man angesichts der hohen Übereinstimmung zwischen Abbildung 33 und Abbildung 31 durchaus argumentieren könnte –, dann kann man zwar modifizierte Normal-Vote-Koeffizienten errechnen, die näherungsweise im Sinne einer quantitativen Varianzanalyse interpretierbar sind. Die Zerlegung der gesamten Quadratsumme kann man aber, wie im Beispiel der Abbildung 33 vorgeführt, auch ohne Näherung direkt erledigen, ohne jemals an die Normal-Vote-Analyse auch nur zu denken. Außerdem hat diese Zerlegung von QST mit der Zerlegung der Variation der individuellen Wahlabsicht nichts zu tun, und sie ist in eine solche Zerlegung auch nicht übersetzbar. Die Näherung durch die Normal-Vote-Analyse zerlegt ebenso wie die Aufteilung von QST nur die Variation der Wahlabsicht *zwischen* den einzelnen Gruppen der jeweiligen kurzfristigen Erklärungsvariablen, die Variation der Wahlabsicht *innerhalb* dieser Gruppen bleibt völlig unberücksichtigt. Die *gesamte* individuelle Varianz der Wahlabsicht wird nur durch schrittweise Regression der ursprünglichen Wahlabsicht auf die Parteiidentifikation und etwaige zusätzliche Variablen dekomponiert. Die Aufspaltung der Variation zwischen verschiedenen Gruppen der jeweiligen unabhängigen Variablen sagt über die Zerlegung der Gesamtvariation nichts aus, weil der Umfang der Variation innerhalb der einzelnen Gruppen in diese Analyse überhaupt nicht eingeht. Es sollte aus diesen Ausführungen klar geworden sein, daß es unmöglich ist, die Ergebnisse aus dieser derart modifizierten Normal-Vote-Analyse in Erkenntnisse über die Aufspaltung der gesamten individuellen Varianz der Wahlabsicht in langfristig und kurzfristig Gebundene zu übersetzen.

Unser methodologisches Fazit zur Normal-Vote-Analyse muß damit lauten: Die Normal-Vote-Analyse steht zur Varianzdekomposition durch die Regressionsanalyse, wie sie im vorigen Abschnitt vorgeführt wurde, in keiner eindeutigen formalen Beziehung. Modifiziert man die abhängige Variable „Wahlabsicht“ entsprechend, dann werden die Normal-Vote-Parameter zwar im Sinne einer Varianzdekomposition interpretierbar, aber das nur näherungsweise und leider eben für eine „falsche“ abhängige Variable, eine „falsche“ Regressionsgleichung. Selbst wenn man sich

aber nur für die Variation der Wahlabsicht zwischen Antwortkategorien einer kurzfristigen Variablen interessieren sollte, ist ihre Dekomposition durch die Regressionsanalyse einfacher und exakter zu bewerkstelligen, als durch die modifizierten Normal-Vote-Koeffizienten. Und für die Normal-Vote-Koeffizienten gilt die geschilderte Näherung an diese Varianzdekomposition nur, wenn sie aus einer vorangehenden Regressionsanalyse stammen. Die ursprünglichen Normal-Vote-Koeffizienten von Boyd und unsere eigene Modifikation messen zwar Effekte von kurzfristig und langfristig stabilen Variablen auf Wahlabsichten; eine irgendwie mit dem etablierten Verfahren zur Varianzzerlegung kommensurable Gewichtung erreichen sie jedoch nicht¹²⁴.

5. Einige abschließende Bemerkungen

“In reality, voting decisions involve a blend of (short-term and long-term) components, and it is illuminating to be able to split them analytically. The normal vote construct enjoys a theoretical rationale and a sound operational base for this task. And, as is perhaps the true proof of the pudding, when put to use it leads to empirical findings of clear theoretical intelligibility.”¹²⁵

Nach der Devise „the proof of the pudding is in the eating“ beruht ein Großteil der Analysen amerikanischer Präsidentschaftswahlen seit 1968 auf dem Konzept und der Methode der Normal-Vote-Analyse. Die entscheidenden Interpretationshilfen, in Form der Langzeit- und Kurzzeitkoeffizienten von Boyd geschaffen, wurden von allen Analytikern übernommen. In der Literatur dominieren – neben vereinzelter Kritik – Bewunderung, Ehrfurcht und Kopie. Der vorstehende Beitrag vollzieht die gesamte Bandbreite von der ehrfürchtigen Bewunderung über die Kopie bis zur Kritik nach. Er stellt unserem – vielleicht unvollständigen – Wissen nach die erste veröffentlichte Anwendung der Normal-Vote-Analyse auf Wahlen außerhalb der Vereinigten Staaten dar. Die Voraussetzungen für die Anwendung des Verfahrens scheinen uns in der Bundesrepublik Deutschland gegeben zu sein. Die Durchführung jedoch erfordert zahlreiche substantielle und technische Vorentscheidungen und Modifikationen, um der komplexeren Ausgangssituation des westdeutschen Parteiensystems und der eingeschränkten Datenlage gerecht zu werden.

Wir glauben in diesem Beitrag gezeigt zu haben, daß – wenn auch mit beträchtlichem methodischen und rechnerischen Aufwand – das Verfahren auf das Regierungssystem der Bundesrepublik Deutschland übertragen werden kann und daß sogar einige der anstehenden Probleme aufgrund des Vorliegens der amtlichen repräsentativen Wahlstatistik und der wesentlich höheren Wahlbeteiligungsraten eleganter gelöst werden können als in den USA.

124 Wir können uns mithin – wenn auch aufgrund andersartiger Überlegungen – der Schlußfolgerung Achens durchaus anschließen: „Normal vote analysis ought to be abandoned for most purposes. The appropriate cross-tabulation or regression techniques are superior“.

Achen, *Bias in Normal Vote Estimates* (Anm. 53), S. 354 f.

125 Converse, *Concept* (Anm. 4), S. 33.

Allerdings ergab sich im Verlauf der methodischen Vorbereitungen unserer Analyse, daß die üblicherweise in Normal-Vote-Analysen verwandten Effektkoeffizienten inflationiert sein können. Dieses Ergebnis zwingt zu erheblicher Skepsis gegenüber einer Reihe von inhaltlichen, mit Hilfe der Normal-Vote-Analyse erarbeiteten Befunden über den Einfluß von Kurzzeitfaktoren auf das Wahlverhalten in den USA. Wir führen aus diesem Grunde eine modifizierte Berechnungsweise dieser Effektkoeffizienten ein, die diese Art von Inflationierung vermeidet.

Die Anwendung der Normal-Vote-Analyse auf die Bundestagswahl 1980 führt zu im Lichte des vorhandenen Wissens fruchtbaren und plausiblen Ergebnissen. In der Bundesrepublik mit ihren in Parteiloyalitäten geronnenen Cleavage-Strukturen ist die Wirkung des durch die Parteiidentifikation definierten Langzeitfaktors im Vergleich zu den kurzfristigen Einflüssen deutlich stärker ausgeprägt als in den Vereinigten Staaten. Mit anderen Worten: kurzfristige Bestandteile der politischen Ausgangslage wie Kandidatenpersönlichkeiten und tagespolitische Auseinandersetzungen haben erheblich weniger Einfluß auf das Wahlverhalten 1980 gehabt als die tradierten Parteibindungen. Einen stärkeren Kurzeffekt haben vor allem die Zuweisung von Problemlösungskompetenzen an die Parteien hauptsächlich auf sozial- und wirtschaftspolitischem Gebiet sowie die Einstellungen gegenüber den beiden Spitzenkandidaten von Koalition und Opposition ausgeübt.

Da beide Kurzfristkomplexe naturgemäß nicht voneinander unabhängig sind, müssen sie quantitativ gegeneinander gewichtet werden. Indem wir die Grundidee der statistischen Kontrolle von Drittvariablen in die Normal-Vote-Analyse einführen, können wir zeigen, daß 1980 der Kandidateneffekt den Einfluß von Sachorientierungen bei weitem überwog. Man kann zwar aufgrund dieser Ergebnisse nicht sagen, daß die Unionsparteien wegen Franz Josef Strauß die Wahl verloren haben, wohl aber kann als gesichert angesehen werden, daß die Union bei ansonsten unveränderter Ausgangslage mit einem beliebteren Kanzlerkandidaten 1980 besser abgeschnitten hätte.

„Das analytisch elegante Modell der Normalwahl“ läßt sich also auf die Bundesrepublik Deutschland anwenden¹²⁶. Die Frage ist aber, was man über die analytische Eleganz hinaus von dieser Anwendung erwartet. Ohne Zweifel sind die Normal-Vote-Grafiken eindrucksvolle und intuitiv plausible Illustrationen des Zusammenspiels von Kurz- und Langzeiteinflüssen auf das Wahlverhalten. Die Effektkoeffizienten identifizieren treffsicher die wichtigsten Kurzeiteinflüsse bei der Bundestagswahl 1980 und verdeutlichen, welche mittleren Abweichungen vom aufgrund der Parteiidentifikationsverteilungen erwarteten Wahlverhalten mit verschiedenen Ausprägungen von einzelnen Variablen verbunden sind.

Die zentrale Schwäche der Normal-Vote-Analyse besteht jedoch darin, daß keine eindeutigen formalen Beziehungen zwischen ihren Effektkoeffizienten und den klassischen Verfahren der Varianzzerlegung existieren. Diese Koeffizienten erwecken den Eindruck, als dienten sie dem gleichen Zweck wie statistische Determinationskoeffizienten; dieses erfüllen sie jedoch nicht, weil zum einen die Normal-

126 Klingemann/Taylor, *Affektive Parteiorientierung* (Anm. 33), S. 306.

Vote-Analyse die Streuung der Wahlabsichten innerhalb der Merkmalskategorien unberücksichtigt läßt und weil zum anderen die Normal-Vote-Analyse in den vorliegenden Versionen nur beobachtete und aufgrund der Parteiidentifikation, nicht aber aufgrund der Kombination von Parteiidentifikation und den jeweiligen Merkmalsausprägungen erwartete Wahlabsichten kennt.

Ist man neben den unbestreitbaren, von uns aufgezeigten Leistungen der Normal-Vote-Analyse auch an der statistischen Varianzzerlegung in Langzeiteffekt, Kurzzeiteffekt und Residualvarianz sowie an inferenzstatistischer Signifikanzargumentation interessiert – für letzteres spricht, daß wir es mit Stichproben und nicht etwa mit Gesamterhebungen zu tun haben –, bleibt man nach wie vor auf das klassische Instrumentarium der Regressionsanalyse angewiesen. Für welche Vorgehensweise man sich im Einzelfall entscheidet, hängt von den jeweiligen Fragestellungen und Erkenntnisinteressen ab. Statistische Varianzzerlegung ist schließlich – auch wenn wir sie für eine der wichtigsten Aufgaben empirischer Forschung zu diesem Themenbereich halten – nicht das einzige legitime Anliegen von Wahlanalysen. Die Normal-Vote-Analyse hat ihre Berechtigung, aber auch ihre deutlichen Grenzen. Diese vielleicht waren es, die den geistigen Vater des Instruments, Philipp Converse, davon abgehalten haben, selbst einmal zu praktizieren, was er 1966 predigte.

(Abgeschlossen Juni 1981)

Literatur

- Achen, Christopher H. The Bias in Normal Vote Estimates, in: *Political Methodology*, 6. Jg. 1979, H. 3, S. 343–356.
- Baker, Kendall L./Dalton, Russel J./Hildebrandt, Kai, *Germany Transformed: Political Culture and the New Politics*. Cambridge, Massachusetts/London: Harvard University Press 1981.
- Baker, Kendall L., Generational Differences in the Role of Party Identification in German Political Behavior, in: *American Journal of Political Science*, 22. Jg. 1978, H. 1, S. 106–129.
- Berelson, Bernard R./Lazarsfeld, Paul S./McPhee, William N., *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*. Chicago: University of Chicago Press 1954.
- Berger, Manfred/Gibowski, Wolfgang G./Roth, Dieter/Schulte, Wolfgang, Die Bundestagswahl 1976, in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 8. Jg. 1977, H. 1, S. 197–231.
- Berger, Manfred, Stabilität und Intensität von Parteineigung, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 501–509.
- Boyd, Richard, Popular Control of Public Policy: A Normal Vote Analysis of the 1968 Election, in: *American Political Science Review*, 66. Jg. 1972, H. 2, S. 429–449.
- Brand, Karl-Werner/Honolka, Harro, Lebenswelt und Wahlentscheidung, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 22. Jg. 1981, H. 3, S. 305–326.
- Brody, Richard A./Page, Benjamin E., Comment: The Assessment of Policy Voting, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 2, S. 450–458.
- Campbell, Angus/Converse, Philip E./Miller, Warren E., Stokes, Donald E., *The American Voter*. New York: Wiley 1960.
- Campbell, Angus, Voters and Elections: Past and Present, in: *Journal of Politics*, 26. Jg. 1964, H. 4, S. 745–757.
- Campbell, Bruce A., Change in the Southern Electorate, in: *American Journal of Political Science*, 21. Jg. 1977, H. 1, S. 37–64.

- Campbell, Bruce A., *The American Electorate: Attitude and Action*, New York: Holt, Rinehart and Winston 1979.
- Converse, Philip E., The Concept of a Normal Vote, in: Angus Campbell/Philip E. Converse/Warren E. Miller/Donald E. Stokes, *Elections and the Political Order*, New York: Wiley 1966, S. 9–39.
- Converse, Philip E., Religion and Politics: The 1960 Election, in: Angus Campbell/Philip E. Converse/Warren E. Miller/Donald E. Stokes, *Elections and the Political Order*, New York: Wiley 1966, S. 96–124.
- Converse, Philip E./Markus, Gregory B., Plus ça Change ...: The New CPS Election Study Panel, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 1, S. 32–49.
- Dobson, Douglas/Angelo, Douglas St., Party Identification and the Floating Vote: Some Dynamics, in: *American Political Science Review*, 69. Jg. 1975, H. 2, S. 481–490.
- Falter, Jürgen W., Wahlforschung und Wählerverhalten, in: Kurt Sontheimer/Hans H. Röhring (Hrsg.), *Handbuch des politischen Systems der Bundesrepublik Deutschland*, München: Piper 1977, S. 638–647.
- Falter, Jürgen W., Enmal mehr: Läßt sich das Konzept der Parteiidentifikation auf deutsche Verhältnisse übertragen?, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 476–500.
- Falter, Jürgen W., Parteiidentifikation, in: Martin Greiffenhagen/Sylvia Greiffenhagen/Rainer Prätorius (Hrsg.), *Handwörterbuch zur politischen Kultur der Bundesrepublik Deutschland*, Opladen: Westdeutscher Verlag 1981, S. 284–287.
- Falter, Jürgen W./Ulbricht, Kurt, *Zur Kausalanalyse qualitativer Daten: Grundlagen, Theorie und Anwendungen in Wahlforschung und Hochschuldidaktik*, Frankfurt/Bern: Peter Lang 1982.
- Falter, Jürgen W., Zur Übertragbarkeit des Konzepts der Parteiidentifikation auf deutsche Verhältnisse: Einige empirische Ergebnisse, in: Manfred J. Holler (Hrsg.), *Empirische Wahlforschung*, München: 1983, S. 8–30.
- Gluchowski, Peter, Parteiidentifikation im politischen System der Bundesrepublik Deutschland: Zum Problem der empirischen Überprüfung eines Konzepts unter variierten Systembedingungen, in: Dieter Oberndörfer (Hrsg.), *Wählerverhalten in der Bundesrepublik Deutschland*, Berlin: Duncker & Humblot 1978, S. 265–323.
- Gluchowski, Peter, Wählerfahrung und Parteiidentifikation: Zur Einbindung der Wähler in das Parteiensystem der Bundesrepublik, in diesem Band.
- Hilton, Gordon, *Intermediate Politometrics*, New York: Columbia University Press 1976.
- Hirsch-Weber, Wolfgang/Schütz, Klaus, *Wähler und Gewählte*, Köln und Opladen, Westdeutscher Verlag 1957.
- Inglehart, Ronald, *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*, Princeton: Princeton University Press 1977.
- Kaase, Max, Party Identification and Voting Behavior in the West-German Election of 1969, in: Ian Budge/Ivor Crewe/Dennis Farlie (Hrsg.), *Party Identification and Beyond*, London: Wiley 1976, S. 81–102.
- Kessel, John H., *The Goldwater Coalition*, Indianapolis: Bobbs-Merrill 1968.
- Klingemann, Hans D./Taylor, Charles L., Affektive Parteiorientierung, Kanzlerkandidaten und Issues, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 301–347.
- Lazarsfeld, Paul S./Berelson, Bernard R./Gaudet, Hazel, *The People's Choice*, New York: Columbia University Press 1944.
- Liepelt, Klaus, Wählerbewegungen in der Bundesrepublik – Voraussetzungen der Stabilität, in: Klaus Liepelt/Alexander Mitscherlich (Hrsg.), *Thesen zur Wählerfluktuation*, Frankfurt a. M.: Europäische Verlagsanstalt 1968, S. 67–98.
- Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein (Hrsg.), *Party Systems and Voter Alignments: Cross National Perspectives*, New York: The Free Press 1967.
- Maggiotto, Michael A./Piereson, James E., Partisan Identification and Electoral Choice: The Hostility Hypothesis, in: *American Journal of Political Science*, 29. Jg. 1977, H. 4, S. 745–767.
- Miller, Arthur H., Miller, Warren E., Issues, Candidates, and Partisan Divisions in the 1972 American Presidential Election, in: *British Journal of Political Science*, 5. Jg. 1975, H. 2, S. 393–434.

- Miller, Arthur H./Miller, Warren E., A Majority Party in Disarray: Policy Polarization in the 1972 Election, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1976, H. 3, S. 753–778.
- Miller, Arthur H./Miller, Warren E., Ideology in the 1972 Election: Myth or Reality – A Rejoinder, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1976, H. 3, S. 832–849.
- Miller, Arthur H., Partisanship Reinstated? A Comparison of the 1972 and 1976 U.S. Presidential Elections, in: *British Journal of Political Science*, 8. Jg. 1978, H. 2, S. 129–152.
- Miller, Arthur H., Normal Vote Analysis: Sensitivity to Change Over Time, in: *American Journal of Political Science*, 23. Jg. 1979, H. 2, S. 406–425.
- Miller, Warren E./Levitin, Teresa E., *Leadership and Change: Presidential Elections from 1952 to 1976*, Cambridge: Winthrop 1976.
- Moe, Terry M., On the Scientific Status of Rational Models, in: *American Journal of Political Science*, 23. Jg. 1979, H. 2, S. 215–243.
- Nie, Norman H./Verba, Sidney/Petrocik, John R., *The Changing American Voter*, Cambridge: Harvard University Press 1976.
- Noelle-Neumann, Elisabeth, *Die Schweigespirale: Öffentliche Meinung – unsere soziale Haut*, München: Piper 1980.
- Norpoth, Helmut, Party Identification in West-Germany: Tracing an Elusive Concept, In: *Comparative Political Studies*, 11. Jg. 1978, H. 1, S. 36–61.
- Page, Benjamin I./Jones, Calvin C., Reciprocal Effects of Policy Preferences, Party Loyalties and the Vote, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 4, S. 1071–1089.
- Pappi, Franz Urban, Sozialstruktur, gesellschaftliche Wertorientierungen und Wahlabsicht, in: *Politische Vierteljahresschrift*, 18. Jg. 1977, H. 2/3, S. 195–229.
- Pappi, Franz Urban, *Sozialstruktur und politische Konflikte in der Bundesrepublik*, Köln: (unveröffentlichte Habilitationsschrift) 1976.
- Rattinger, Hans, Empirische Wahlforschung auf der Suche nach dem rationalen Wähler, in: *Zeitschrift für Politik*, 27. Jg. 1980, H. 1, S. 44–58.
- RePass, David E., Comment: Political Methodologies in Disarray – Some Alternative Interpretations of the 1972 Election, in: *American Political Science Review*, 70. Jg. 1976, H. 3, S. 814–831.
- Shively, W. Phillips, The Development of Party Identification among Adults: Exploration of a Functional Model, in: *American Political Science Review*, 73. Jg. 1979, H. 4. S. 1039–1054.
- Scheuch, Erwin K., Die Sichtbarkeit politischer Einstellungen im alltäglichen Verhalten, in: Erwin K. Scheuch/Rudolf Wildenmann (Hrsg.), *Zur Soziologie der Wahl*, Köln und Opladen: Westdeutscher Verlag 1965, S. 169–214.
- Urwin, Derek W., Germany: Continuity and Change in Electoral Political, in: Richard Rose (Hrsg.), *Electoral Behavior: A Comparative Handbook*, New York: The Free Press 1974, S. 109–170.