

# Stimmensplitting und Koalitionswahl<sup>1</sup>

## 1. *Einleitung*

Hat sich die Unabhängigkeitsstrategie der FDP bei der letzten Bundestagswahl ausgezahlt? Wäre die FDP erfolgreicher gewesen, wenn sie im Vorfeld klar signalisiert hätte, dass sie eine Koalition mit der Union anstrebt? Wie war das bei den Grünen, die ja im Gegensatz zur FDP keine Zweifel aufkommen ließen? Natürlich können wir nicht wie in einer Simulation oder einem Experiment einfach den Wahlkampf wiederholen und noch einmal wählen lassen. Um eine befriedigende Antwort auf diese Frage zu finden, vergleichen wir den Kontext der Bundestagswahl 2002 mit den zurückliegenden Bundestagswahlen. Aus dem Längsschnittvergleich versuchen wir Rückschlüsse auf den substanziellen Einfluss von strategischem Stimmensplitting im Sinne einer Koalitionswahl auf das Wahlergebnis gerade der kleinen Parteien zu ziehen. Um unsere Forschungsfrage zu beantworten und substanzielle Schlüsse ziehen zu können, muss zuerst klar sein, in welcher Form und warum Stimmensplitting relevant sein kann, welche Rolle dabei Koalitionsabreden vor einer jeden Wahl spielen und, schließlich, welche alternativen Erklärungsmöglichkeiten die Literatur zum Thema Stimmensplitting und strategischem Wählen anzubieten hat. Nur wenn wir auch die Wirkung alternativer und zum Teil konkurrierender Hypothesen zulassen, können wir unserer Schlussfolgerungen sicher sein.

## 2. *Koalitionswahl ist kontextabhängig*

Das politische System der Bundesrepublik ist ein interessanter Fall für das Studium strategischen Wählens. Bei Bundestagswahlen kann der Wähler zwei Stimmen vergeben. Wähler haben die Möglichkeit, Erst- und Zweitstimme zu splitten, d.h. der gewählte Wahlkreiskandidat muss nicht der Partei angehören, die mit der Zweitstimme gewählt wird. Theoretisch gibt es eine Vielzahl von Möglichkeiten, wie Wähler ihre beiden Stimmen aufteilen

---

<sup>1</sup> Wir danken den Herausgebern sowie Evelyn Bytzek und Susumu Shikano für wertvolle Anregungen.

können. Die Mehrheit macht von dieser Vielfalt jedoch keinen Gebrauch. Trotzdem sind die verschiedenen Möglichkeiten, Erst- und Zweitstimme zu vergeben, nicht zufällig – und es gibt verschiedenartigste Gründe warum das so ist.

Zwei analytische Ebenen lassen sich unterscheiden: Der individuelle Wahlakt ist immer eingebettet in einen speziellen Kontext, der das Handeln des Individuums beschränkt. Demnach gibt es zum einen Gründe die auf der individuellen psychologischen Ebene angesiedelt sind. Zum anderen gibt es Kontextfaktoren, die verantwortlich dafür sein können, dass derselbe Wähler seine Stimmen splitten würde in einer bestimmten Situation oder – in einer anderen Situation – gerade nicht. Im Folgenden wollen wir unsere Argumentation auf Kontexteffekte zuspitzen und in diesem Beitrag von individuellen Dispositionen abstrahieren, um in einem ersten Schritt zu testen, ob substantiell interessante Unterschiede im Stimmensplitting-Verhalten festzustellen sind, falls die entsprechenden Kontexte es nahe legen.

Der Prozess des strategischen Wählens kann auf der Individualebene als Entscheidungsprozess unter Unsicherheit charakterisiert werden. Es wird angenommen, dass Wähler bestimmte Präferenzordnungen über politische Parteien und Kandidaten besitzen und Erwartungen über das Abschneiden der zu wählenden Akteure (Kandidaten, Parteien) bilden. Unvollständige Information besitzen Wähler jedoch über das Verhalten der anderen Wähler. Daher ist beobachtbares Wahlverhalten nicht einfach ein Aggregat individueller Präferenzen oder das Resultat von Bewertungen individueller Einstellungsobjekte, wie das in den klassischen Theorien des Wahlverhaltens formuliert ist und als „aufrichtiges Wählen“ (sincere voting) in der Literatur bezeichnet wird. Das beobachtbare Wahlverhalten kann insbesondere auch durch Antizipation des Wahlverhaltens anderer Wähler beeinflusst werden (Palfrey 1989). Wähler bilden Wahrscheinlichkeitseinschätzungen, d.h. Erwartungen über die Wahrscheinlichkeit bestimmter Wahlausgänge. Kann man allen Wählern dieselbe Wahrscheinlichkeitsverteilung bzw. Erwartung unterstellen, dann wird aus der Entscheidung unter Unsicherheit eine unter Risiko (Morrow 1994: 28f.; Krepis 1990: 99).

Strategisches anstelle von aufrichtigem Wählen sollte gemäß der Theorie nur bei einer bestimmten Erwartungskonstellation systematisch zu beobachten sein. Strategisch wird nur dann gewählt, wenn Wähler einen größeren Nutzen erwarten durch den Einfluss ihrer Stimme auf den Wahlausgang, als wenn sie aufrichtig wählen. Das Ziel strategischer Wähler ist demnach, ihre Stimme möglichst effektiv im Hinblick auf den Wahlausgang einzusetzen. Dabei gibt es prinzipiell zwei Merkmale, nach denen Wähler den Wahlausgang bewerten. Zum einen kann der Wahlausgang im engeren Sinn im Hinblick auf den Erfolg einer bestimmten Partei bewertet werden. Zum anderen kann der Wahlausgang in einem weiteren Sinne verstanden werden und

sich auf das Gesamtergebnis der Wahl bzw. auf den damit zu erwartenden Output (Politiken) des Systems (Parlament) beziehen.

Es bleibt Wählern in der Bundesrepublik allerdings nicht verborgen, dass üblicherweise nur eine Koalition von Parteien eine parlamentarische Mehrheit auf sich vereinigen kann. Da sie aber letztlich nicht für Koalitionen stimmen können, sondern Parteien wählen, sind strategische Wähler motiviert, für eine Partei zu stimmen, um ihre präferierte Regierungskoalition effektiv zu unterstützen. Es kann also dazu kommen, dass unterschiedliche Koalitionsoptionen Anreize für Wähler schaffen, gegen ihre bevorzugte Partei zu stimmen, aber durch die Abgabe einer strategischen Zweitstimme dennoch ihre präferierte Koalition zu unterstützen. Koalitionsoptionen können sich systematisch nur dann auf das Wahlverhalten auswirken, wenn sich in der Wählerschaft ähnliche Erwartungen ausbilden, welche Koalitionen sich realistischerweise anschicken die Regierung zu stellen. Ähnliche Erwartungen werden sich jedoch umso eher ausbilden, je leichter die realistischen (d.h. mehrheitsfähigen) Koalitionsoptionen für die Wählerschaft identifizierbar sind (Gschwend 2001: 130). Entscheidend für diese Anreizdimension ist daher, wie eindeutig verschiedene Koalitionsoptionen vor einer Wahl sind. Je klarer diese Koalitionsoptionen vor der Wahl, desto stärker der Anreiz, dass sie eine Rolle am Wahltag spielen können, indem sie den Erwartungsnutzen von Unterstützern der beiden großen Parteien für die Abgabe einer strategischen Zweitstimme zugunsten des jeweiligen kleinen Koalitionspartners systematisch erhöhen. Solche strategische Zweitstimmen gehen daher immer zu ungunsten der großen Koalitionspartner.

Als alternativ zur Klarheit der Koalitionslage als Kontexteffekt, der vornehmlich von einer Wahl zur nächsten variiert, wird strategisches Wählen in der Literatur typischerweise in Bezug auf die Repräsentation einer Partei im Parlament gesehen (Cox 1997). Die so genannte Wasted-Vote-Strategie sagt voraus, dass diejenige Partei strategisch gewählt wird, die unter den möglichen Siegern im Wahlkreis am ehesten präferiert wird, statt an die eigentlich bevorzugte Partei die Stimme zu verschenken, falls diese Partei erwartungsgemäß keine Chance hat, ein Sitz im Wahlkreis zu gewinnen. Dieselbe Argumentation gilt auch für Kandidaten, wenn anstelle von Parteien im Wahlkreis Kandidaten gewählt werden; dieses Argument wurde bereits von Duverger (1954) in die Literatur eingeführt. Das Ziel strategischen Wählens gemäß der Wasted-Vote-Strategie ist, dass das Wahlkreismandat für eine bestimmte Partei gesichert werden soll. Wie oft diese Strategie angewendet wird, hängt davon ab, wie knapp das Wahlkreisrennen eingeschätzt wird. Unterstützer kleiner Parteien sind eher in knappen Wahlkreisen als in weniger knappen Wahlkreisen motiviert, strategisch das kleinste Übel zu wählen, um ein größeres zu verhindern, falls die Kandidaten ihrer eigentlich bevorzugten Partei keine Chance auf ein Wahlkreismandat haben. Strategische Erststimmen gemäß der Wasted-Vote-Strategie gehen daher immer zu ungunsten kleiner Parteien.

Die Knappheit des Rennens als Stärke des Kontexteffekts variiert nicht nur zwischen Wahlen, sondern auch zwischen einzelnen Wahlkreisen.

In diesem Beitrag sind wir an strategischem Stimmensplitting interessiert, welches sich in einer Koalitionswahl äußert. Als Koalitionswahl bezeichnen wir ein bestimmtes Stimmensplitting-Muster. Die Erststimme sollte an eine der beiden großen Volksparteien gehen, d.h. SPD oder CDU (bzw. CSU in Bayern), während die Zweitstimme an den jeweiligen kleinen Koalitionspartner geht, d.h. Bündnis 90/Grüne oder FDP. Unsere theoretische Diskussion zeigt, dass wir zwei unterschiedliche Kontexteffekte erwarten, die jedoch auf unterschiedliche Wählerschichten wirken und sowohl im Quer- als auch im Längsschnitt variieren sollen. Während sich die erwartete Knappheit eines Rennens um das Direktmandat in der Regel nur auf den Erwartungsnutzen für eine Erststimme von Unterstützern der FDP bzw. der Grünen zugunsten des jeweiligen großen Koalitionspartner auswirken soll, erwarten wir, dass die Klarheit der Koalitionslage sich auf den Erwartungsnutzen von Unterstützern der SPD bzw. der CDU/CSU zugunsten einer Zweitstimme für den jeweiligen kleinen Koalitionspartner auswirkt. Zusammenfassend wollen wir die folgenden zwei Hypothesen testen:

- Hypothese 1 (Knappheit): Je knapper das Rennen um ein Direktmandat eingeschätzt wird, desto mehr Wähler splitten ihre Stimmen strategisch im Sinne einer Koalitionswahl.
- Hypothese 2 (Koalitionslage): Je klarer die Koalitionslage vor der Wahl eingeschätzt wird, desto mehr Wähler splitten ihre Stimmen strategisch im Sinne einer Koalitionswahl.

### 3. *Operationalisierung der verwendeten Begrifflichkeit*

Nachdem im letzten Abschnitt der theoretische Status und die Wirkungsweise beider Kontexteffekte aufgezeigt wurden, werden wir in diesem Abschnitt die Operationalisierung der Begriffe zur Konstruktion geeigneter Tests der obigen Hypothesen diskutieren. Dazu betrachten wir die amtlichen Wahlergebnisse aller Bundestagswahlkreise von 1953 bis 2002.

Um beide Hypothesen direkt zu testen, brauchen wir Informationen über die Anzahl der Koalitionswähler, die ihre Stimmen strategisch splitten; eine Erststimme für den entsprechenden großen Koalitionspartner und eine Zweitstimme für den jeweiligen kleinen Koalitionspartner. Erst- und Zweitstimmen werden leider getrennt ausgezählt, so dass diese Information durch die Art und Weise der Stimmenauszählung an jedem Wahlabend für immer verloren geht. Daher bleiben im Wesentlichen zwei Möglichkeiten. Erstens, da der Verlust an Information niemals zu kompensieren ist, steckt man erhebliche Energie in technologisch anspruchsvolle Schätzmethoden, um von der Anzahl der, sagen wir CDU-Erststimmen und FDP-Zweitstimmen in einem Wahl-

kreis, auf die Anzahl der strategischen Stimmensplitter zu schließen (Gschwend 2001; Gschwend/Johnston/Pattie 2003). Eine zweite gangbare Strategie in der Literatur beginnend mit Barnes u.a. (1962), für die auch wir uns hier entschieden haben, ist sich auf *beobachtbare* Konsequenzen der latenten Größe „Koalitionswähler“ zu stützen, nämlich den Unterschied zwischen den Erst- und Zweitstimmen für eine Partei, da die beobachtbare Konsequenz von vielen Koalitionswählern eine große Differenz zwischen Zweit- und Erststimmen impliziert. Für das Wahlgebiet insgesamt steht natürlich auch die Splittingtabelle der repräsentativen Wahlstatistik zur Verfügung, wenn sie nicht gerade ausgesetzt wurde.

Üblicherweise erhalten die FDP-Kandidaten bzw. die Kandidaten der Grünen weniger Erststimmen als ihre Partei Zweitstimmen in einem Wahlkreis. In der Literatur wird das üblicherweise als Indiz für die Wasted-Vote-Strategie interpretiert und argumentiert, dass die besagten Kandidaten keine Chancen auf ein Direktmandat haben und von daher strategisch von den Anhängern der FDP und der Grünen verlassen werden. Dasselbe Stimmensplitting-Muster, z.B. eine Erststimme für die CDU und eine Zweitstimme für die FDP, kann aber ebenso von einem CDU-Anhänger stammen (Gschwend 2001: 40), der im Sinne der Koalitionswahl seine Zweitstimme der FDP „leiht“. In diesem Sinne lassen sich aus dem Unterschied zwischen dem Zweit- und dem Erststimmenergebnis der FDP und der Grünen zwei ideale abhängige Variablen konstruieren, um unsere Hypothesen zu testen.

Natürlich gibt es noch weitere Gründe, nicht den Kandidaten – sagen wir der Grünen – zu wählen, wohl aber die Zweitstimme für seine Partei abzugeben. Erstens könnten Wähler nur an der Repräsentation der Grünen im Parlament interessiert sein, aber nicht in möglichen Koalitionen denken. Hier hätte weder die Knappheit des Rennens noch die Klarheit der Koalitionslage eine Chance, ein solches Verhalten vorherzusagen. Vielmehr ist anzunehmen, dass solches Verhalten unabhängig von diesen beiden Kontextfaktoren ist. Zweitens könnten Wähler, wie oft argumentiert wird, die unterschiedliche Bedeutung beider Stimmen nicht kennen und so, versehentlich, ihre Stimmen splitten. Das kann so aussehen wie eine strategisches Stimmensplitting-Muster, muss es aber nicht. Es scheint jedenfalls sicherer anzunehmen, dass solche „Fehler“ eher als Messfehler anzusehen sind und damit zufällig geschehen (Broscheid/Gschwend 2003), als dass es da einen systematischen Zusammenhang mit einem der beiden Kontextfaktoren gibt. Drittens gibt es sicherlich Wähler, die ihre Stimme nicht dem Wahlkreiskandidaten der am meisten bevorzugten Partei geben, sondern einem anderen, den sie mehr schätzen. Das muss natürlich nicht gerade der Kandidat des großen Koalitionspartners sein. So etwas wird in der Literatur als *personal vote* (Cain/Ferejohn/Fiorina 1987) bezeichnet. Lancaster (1998) und Bawn (1999) verwenden wie wir ebenfalls Wahlkreisdaten und zeigen den Vorteil, den Amtsinhaber im Wahlkreis besitzen. Beide Arbeiten können jedoch nicht einen Persönlichkeits-

effekt zeigen, der über den Effekt des Kandidaten als Vertreter einer Partei hinausgeht. Letztlich ist es wahrscheinlicher, dass solche Persönlichkeits-effekte unabhängig von der Wirkung beider Kontexteffekte sind, für die wir uns interessieren.

Als Fazit der Diskussion über die Konstruktion unserer abhängigen Variablen bleibt, dass sie mit einigen Messfehlern behaftet sein werden. Das macht die substanzielle Interpretation kausaler Effekte zwar unsicher, verzerrt sie jedoch in keiner Weise. Selbst bei einer optimalen Modellspezifikation werden wir mit vielen Messfehlern in der abhängigen Variablen erhebliche Unsicherheitsbereiche bekommen. Diese Ineffektivität ist wohl der Preis, den wir dafür zahlen müssen, dass die gewünschte Information durch die Art und Weise der Stimmenauszählung am Wahlabend unwiderruflich verloren geht. Verlorene Daten können eben niemals durch ausgefeilte Modelle und verfeinerte Schätzmethode kompensiert werden.

Im letzten Abschnitt haben wir zwei unterschiedliche Kontexteffekte herausgearbeitet und Hypothesen über ihre Wirkungsweise formuliert. Die *Knappheitshypothese*, um Duvergers Wasted-Vote-Argument zu testen, ist zum ersten Mal bei Spafford (1972) getestet worden und wurde seither oft erfolgreich repliziert. Als ein Maß für die erwartete Knappheit des Rennens im Wahlkreis wird seither üblicherweise der Abstand der Erststimmenergebnisse zwischen den beiden ersten Kandidaten bzw. Parteien genommen – oder, um diese Logik auch auf größere Wahlkreise zu verallgemeinern (Cox 1997), der Abstand zwischen dem letzten Gewinner eines Sitzes im Wahlkreis und dem besten Verlierer in einem Wahlkreis, der gerade keinen Sitz mehr erhält. In Ermangelung von Umfragen zu dem erwarteten Ausgang des Rennens um jedes Direktmandat scheint diese Operationalisierung vertretbar zu sein. Natürlich muss man dazu annehmen, dass die Differenz zwischen den Erststimmenergebnissen der beiden ersten Kandidaten am Wahltag die Erwartungshaltung eines durchschnittlichen Wählers systematisch widerspiegelt, da man ja erst am Wahlabend wirklich weiß, wie das Rennen ausgegangen ist. Wäre dann aber der Abstand der Stimmenergebnisse zwischen den beiden ersten Kandidaten der letzten Wahl nicht ein geeigneteres Maß? Wir haben uns gegen diese Option entschieden, weil wir letztlich nicht überzeugt sind, dass ein solches klar exogenes Maß die Natur des aktuellen Rennens um das Wahlkreismandat abbildet. Die Anzahl der Kandidaten ändert sich, neue kommen hinzu – alte treten ab, die Wahlbevölkerung bleibt auch nicht notwendigerweise im selben Wahlkreis wahlberechtigt und im Vergleich zu hypothetischen Umfragen kurz vor dem Wahltag approximieren die aktuellen Ergebnisse die Natur und Knappheit des Erststimmenwahlkampfes besser als die Ergebnisse der vorhergehenden Wahlen. Da wir an Koalitionswahlen interessiert sind, beschränken wir unsere Analyse auf diejenigen Wahlkreise, in denen das Rennen um das Direktmandat zwischen dem CDU- und SPD-Kandidaten ausgefochten wird. Für jeden Wahlkreis ist somit eine Bedingung for-

muliert, unter der wahlkreisabhängiges Stimmensplitting wahrscheinlicher ist. Diese theoretisch motivierte Vereinfachung führt dazu, dass wir knapp vier Prozent aller Wahlkreise im Zeitraum zwischen 1953 bis 2002 nicht berücksichtigen.

Die Knappheitshypothese ist bislang noch nie über einen so langen Zeitraum systematisch getestet worden. Dennoch gehört sie mittlerweile zum Standardrepertoire der Literatur zum strategischen Wählen (Alvarez/Nagler 2000; Black 1978, 1980; Cain 1978; Cox 1997). Das kann man jedoch nicht von dem zweiten Kontexteffekt, der Klarheit der Koalitionslage, behaupten. Obwohl es dafür anekdotische Evidenz gibt, wurde bisher noch nie der Einfluss der Koalitionslage auf strategisches Wählerverhalten systematisch untersucht. Damit betreten wir Neuland.

Die strategische Zweitstimme, auch als Leihstimme bezeichnet, beruht auf einer Wählermotivation, die sich aus der Erwartungslage des Parteienwettbewerbs auf der nationalen Ebene speist. Die erwartete Koalitionslage liefert im Querschnitt keine Varianz, und im Längsschnitt besteht das Problem darin, dass man aus den aggregierten Wahlkreisergebnissen ohne heroische Annahmen nichts über diese Erwartungen aussagen kann. Wie lässt sich aber dann die Klarheit bestimmter relevanter Koalitionslagen operationalisieren? Drei unterschiedliche Strategien haben wir dazu verfolgt. Die erste Möglichkeit ist, sich auf Expertenurteile zu verlassen. Ein solches Verfahren erscheint „quick-and-dirty“, hat aber den Vorteil, für bestimmte Kontexte auf wirkliche Experteneinschätzungen zurückgreifen zu können, sagen wir zur Konstruktion komparativer Indikatoren. Die Nachteile sind ebenso evident und laufen in der psychologischen Literatur unter dem Stichwort des *hindsight bias* (Kunda 1999). Haben nicht gerade die „wirklichen Experten“ schon lange vor der letzten Bundestagswahl 2002 „gewusst“, dass Rot-Grün die Wahl verlieren wird? Im Nachhinein sind wir alle schlauer gewesen und haben das „natürlich“ schon lange so erwartet. Dieser Art systematischer Verzerrungen des Informationsverarbeitungsprozesses fallen wir prinzipiell alle anheim, wie der Forschungsstand der Sozialpsychologie ausweist (Fiske/Taylor 1991; Kunda 1999).

Die weiteren Möglichkeiten umgehen den *hindsight bias*, weil sie klar exogen, d.h. zeitlich der entsprechenden Wahl vorgelagert sind. Die zweite Möglichkeit ist, sich auf Parteiprogramme und -erklärungen zu verlassen und diese inhaltsanalytisch auszuwerten. Der Nachteil ist, dass solche Signale bewusst mehrdeutig und strategisch kommuniziert werden. Relevant ist jedoch insbesondere, wie solche Signale der Öffentlichkeit durch die Medien vermittelt werden. Die Öffentlichkeit kann in der Tat nur solche Signale umsetzen, die entsprechende Aufmerksamkeit in den Medien finden. Offizielle Parteidokumente können das schwerlich liefern. So bleibt uns eine dritte Möglichkeit, nämlich die Analyse von Medienberichten über mögliche und tatsächliche Koalitionsspielchen. Bei der systematischen Auswahl von Printmedien

für unsere Fragestellung ist insbesondere darauf zu achten, dass sie, erstens, eine bundesweite Verbreitung genießen und, zweitens, sie gerade von anderen, nicht untersuchten Medien als Bezugsquelle für weitere vertiefende Berichte zu etwaigen Koalitionsspielchen angesehen werden (Shikano 2002: 156ff.). Im Allgemeinen werden in der Kommunikationsforschung daher überregionale Tageszeitungen und der SPIEGEL für eine systematische Inhaltsanalyse herangezogen (Kepplinger u.a. 1986). Für unsere spezielle Fragestellung beschränken wir uns auf die Analyse des SPIEGEL, da es sich schon bei der Längsschnittanalyse von Medienberichten zum Kandidatenimage von Helmut Kohl gezeigt hat, dass der „SPIEGEL als maßgebender Trend-Setter“ (Kepplinger u.a. 1986: 276) im Mediensystem der Bundesrepublik fungiert. Wir nehmen an, dass sich diese kommunikationswissenschaftliche Theorie über die Wirkung der Medienberichterstattung auf die Bevölkerungsmeinung nicht auf Kandidatenimages beschränkt, sondern sich auf die öffentliche Wahrnehmung möglicher Koalitionsmöglichkeiten, über die in den Medien spekuliert wird, übertragen lässt. Der Wirkungsprozess, den wir hier unterstellen, wie sich mögliche Koalitionsoptionen im Bewusstsein der Wählerschaft auskristallisieren, kann in Anlehnung an Kepplinger u.a. (1986: 275) als mehrstufiger Prozess charakterisiert werden. Etwaige Koalitionsspielchen werden zuerst vom SPIEGEL als Meinungsführer thematisiert und danach von anderen Medien aufgenommen und weiter verbreitet, so dass sich mögliche Koalitionsüberlegungen sukzessive in der Bevölkerung verankern können. Wir erwarten daher in den Berichten zu etwaigen Koalitionsoptionen der Parteien im SPIEGEL – im Unterschied zu vergleichbaren Berichten in überregionale Tageszeitungen – einerseits mehr direkt verwertbare Verweise auf solche Denkmuster sowie, andererseits, auch eine größere Varianz in den genannten Koalitionsoptionen.

Für die Inhaltsanalyse gehen wir also wie folgt vor: Um realistische Masse für die Klarheit von Koalitionslagen in den Augen der Öffentlichkeit vor einer jeden Bundestagswahl zu konstruieren, werten wir alle Artikel des SPIEGEL in der Woche vor einer Bundestagswahl aus, aus deren Titel ersichtlich ist, dass sie sich auf den Wahlkampf bzw. die bevorstehende Bundestagswahl beziehen. Für den Zeitraum zwischen 1953 bis 2002 haben wir so insgesamt 80 Artikel ausgewertet.

Die in Tabelle 1 zusammengefassten Ergebnisse der Inhaltsanalyse zeigen zunächst, dass bis 1961 keine Koalitionsmöglichkeiten im SPIEGEL vor der jeweiligen Wahl diskutiert wurden. Das stimmt gut mit den Ergebnissen von Golder (2002: 3) überein, die für die westeuropäischen parlamentarischen Demokratien insgesamt erst ab Mitte der 60er Jahre ein stärkeres Ansteigen von Vorwahlkoalitionen nachweist. Von einer Vorwahlkoalition spricht sie, wenn die an ihr beteiligten Parteien klar und öffentlich ihren Willen vor der Wahl bekundet haben, dass sie nach der Wahl in einer Regierung zusammenarbeiten werden, wenn sie die nötige Mehrheit der Sitze erreichen

würden (Golder 2002: 20). Für Deutschland bezieht Golder alle fünfzehn Bundestagswahlen bis 2002 in ihre Analyse ein und kommt bei der Auswertung ihrer Sekundärquellen zu dem Schluss, dass es mit einer Ausnahme immer mindestens eine Vorwahlkoalition gegeben habe. In der Regel dürfte das die amtierende Koalitionsregierung gewesen sein, die ihren Willen bekundete, wenn möglich, nach der Wahl weiter zu regieren.

*Tabelle 1:* Die in der letzten SPIEGEL-Ausgabe vor einer Bundestagswahl genannten Koalitionsmöglichkeiten, 1953-2002

| Wahljahr | Koalition <sup>1</sup> |          |             |          |             |           |             | Zahl der Koalitionen insgesamt |
|----------|------------------------|----------|-------------|----------|-------------|-----------|-------------|--------------------------------|
|          | CDU SPD                | CDU FDP  | CDU SPD FDP | SPD FDP  | SPD FDP GRÜ | SPD GRÜ   | CDU SPD GRÜ |                                |
| 1953     | 0                      | 0        | 0           | 0        | 0           | 0         | 0           | 0                              |
| 1957     | 0                      | 0        | 0           | 0        | 0           | 0         | 0           | 0                              |
| 1961     | 0                      | 0        | 0           | 0        | 0           | 0         | 0           | 0                              |
| 1965     | 7                      | <i>1</i> | 0           | 2        | 0           | 0         | 0           | 10                             |
| 1969     | <i>17</i>              | 1        | 1           | 9        | 0           | 0         | 0           | 28                             |
| 1972     | 5                      | 0        | 0           | 6        | 0           | 0         | 0           | 11                             |
| 1976     | 0                      | 1        | 0           | 8        | 0           | 0         | 0           | 9                              |
| 1980     | 1                      | 0        | 0           | <i>1</i> | 0           | 0         | 0           | 2                              |
| 1983     | 0                      | <i>1</i> | 0           | 2        | 0           | 0         | 0           | 3                              |
| 1987     | 3                      | 6        | 0           | 3        | 0           | 10        | 0           | 22                             |
| 1990     | 0                      | <i>0</i> | 0           | 0        | 1           | 1         | 0           | 2                              |
| 1994     | 3                      | <i>0</i> | 0           | 0        | 0           | 3         | 1           | 7                              |
| 1998     | 14                     | 3        | 0           | 1        | 0           | 13        | 0           | 31                             |
| 2002     | 8                      | 3        | 0           | 7        | 2           | <i>18</i> | 0           | 38                             |

1: CDU umfasst die Nennungen für CDU/CSU bzw. Union. GRÜ steht für die Grünen bzw. Bündnis 90/Die Grünen. Die Nennungen für die vor der Wahl regierende Koalition sind kursiv gedruckt.

Unser Untersuchungsziel geht über die Frage hinaus, ob es überhaupt Vorwahlkoalitionen gegeben hat. Die Frage ist vielmehr, wie eindeutig die Koalitionslage in Bezug auf den jeweiligen kleineren Koalitionspartner war. Als einfachen Index dafür verwenden wir die Differenz zwischen häufigster und zweithäufigster genannter Koalition, an der die entsprechende kleine Partei beteiligt ist, als Anteil an allen genannten Koalitionen. Der Index nimmt

theoretisch Werte zwischen 0 und 1 an, da aber nie alle genannten Koalitionen auch die betreffende kleine Partei umfassen, ist der höchste von der FDP erreichte Wert 0,54 im Jahr 1972 und der für die Grünen der Wert 0,45 vor der Bundestagswahl 1987 und der zweithöchste immerhin 2002 mit einem Wert von 0,42. Je höher der Indexwert ist, umso eindeutiger ist demnach die Koalitionslage für die entsprechende kleine Partei.

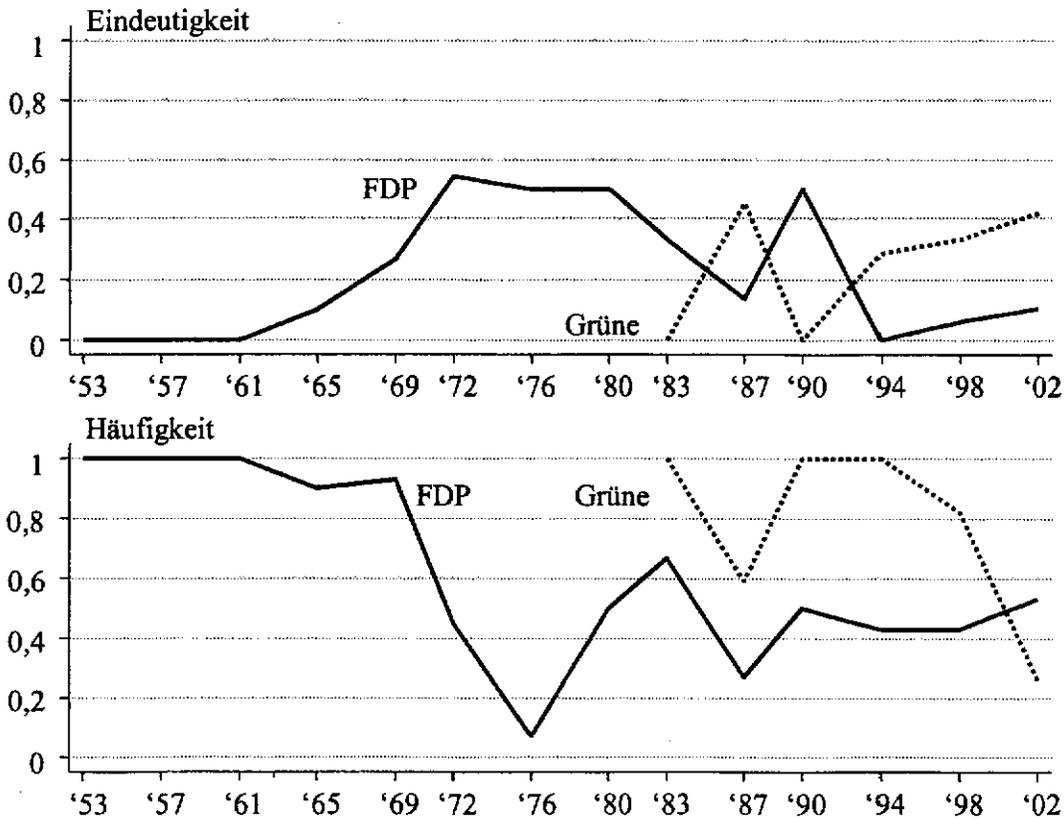
Geht man davon aus, dass in der Regel eine regierende Koalition den Wählern ihren Willen zum Weiterregieren signalisiert, so fällt auf, dass die Ergebnisse unserer Inhaltsanalyse diese Vermutung nicht bestätigen. So erhielt z.B. die regierende Koalition aus CDU/CSU und FDP im SPIEGEL vor den Bundestagswahlen 1990 und 1994 überhaupt keine Nennung. Das ist sicher kein Zeichen dafür, dass niemand mehr mit einer Fortsetzung dieser Koalition rechnete. Im Gegenteil, man darf annehmen, dass die Nichtnennung eher der Selbstverständlichkeit geschuldet ist, mit der die Journalisten von einem Weiterregieren der CDU-FDP-Koalition ausgingen. War ein solches Weiterregieren jedoch gefährdet, entweder weil die Mehrheit knapp zu werden versprach (1972, 1998 oder 2002) oder weil andere Koalitionspräferenzen der Regierenden vorlagen (1969), gab es besonders viele Koalitionsspekulationen. Wir werden dieser Datenlage, die nicht unbedingt ideal ist zur Erfassung der Eindeutigkeit der Koalitionslage für die kleinen Parteien, mit einem zweiten Index gerecht. Er erfasst die alternativen Koalitionsnennungen für die kleinere Regierungspartei, d.h. alternativ zur jeweils regierenden Koalition, plus die Nennungen für eine große Koalition aus CDU/CSU und SPD, die für den großen Koalitionspartner die Alternative darstellt, als Anteil an allen Koalitionsnennungen. Hier erwarten wir ein umgekehrtes Vorzeichen zu unserem Index der Eindeutigkeit, weil diese Eindeutigkeit der Koalitionslage für die FDP oder die Grünen abnimmt, je mehr Alternativen zur bestehenden Koalition diskutiert werden. Das nachfolgende Schaubild 1 gibt einen Überblick über die Verteilung der einzelnen Indexwerte. Während die Klarheit der Koalitionslage bezüglich der FDP relevant seit 1953 ist, erhalten wir für die Grünen Indexwerte erst seit der Bundestagswahl 1983.

Trotz aller Messfehler zeigen beide Indikatoren einhellig, dass bis zur Bundestagswahl 1961 Koalitionsspekulationen keine Rolle im Bundestagswahlkampf gespielt haben. Zudem zeigen beide Indikatoren, dass die Koalitionslage bei der letzten Bundestagswahl für die Grünen klarer war als für die FDP. Beide Indikatoren korrelieren erwartungsgemäß signifikant ( $\alpha = 0,05$ ) negativ (für die FDP -0,5 und für die Grünen -0,7).

Schließlich führen wir noch einen weiteren Validitätstest mit einem externen Kriterium durch, um sicher zu stellen, dass unsere erhobenen Indikatoren auch messen, was sie vorgeben zu messen. Sind unsere Indikatoren valide, dann sollten wir bei klarer Koalitionslage relativ weniger FDP-Zweitstimmenwähler finden, die mit ihrer Erststimme ebenfalls FDP wählen, als bei einer unklaren Koalitionslage. Analog gilt das natürlich auch für die Wähler

der Grünen. Die repräsentative Wahlstatistik bietet hierfür einen geeigneten Fundus von Daten seit 1953, auch wenn sie bedauerlicherweise für die Bundestagswahlen 1994 und 1998 ausgesetzt wurde. Die Eindeutigkeit der Koalitionslage sollte also negativ korrelieren mit dem Prozentsatz von FDP- (bzw. Grünen-) Zweitstimmenwähler, die den Kandidaten dieser Partei auch mit der Erststimme unterstützen, während hierzu der Indikator bezüglich der Häufigkeit alternativer Koalitionsnennungen positiv korrelieren sollte. Die Erwartungen werden voll bestätigt: Sowohl für die Eindeutigkeit als auch für die Häufigkeit erhalten wir trotz kleiner Fallzahlen – im Fall der FDP liegen Daten der repräsentativen Wahlstatistik zu zwölf Bundestagswahlen vor und für die Grünen immerhin zu fünf Bundestagswahlen – betragsmäßig hohe Korrelationen, deren Vorzeichen in die erwartete Richtung zeigen (Eindeutigkeit: FDP -0,6 und Grüne -0,6; Häufigkeit: FDP 0,7 und Grüne 0,8) und alle samt nicht zufällig, d.h. statistisch signifikant sind – basierend auf zweiseitigen Tests mit typischen Unsicherheitsbereichen ( $\alpha = 0,05$ ).

*Abbildung 1:* Zwei Indikatoren zur Messung der Klarheit der Koalitionslage für FDP und Bündnis 90/Die Grünen, 1953-2002 (Inhaltsanalyse der jeweils letzten SPIEGEL-Ausgabe vor einer Bundestagswahl)



Obwohl sich beide Indikatoren auf unterschiedliche Aspekte der Klarheit von Koalitionslagen beziehen und daher einen hohen Grad an Inhaltsvalidität be-

sitzen, zeigen beide Indikatoren sowohl substanziell in identische Richtungen und bestehen zudem einen weiteren Validitätstest mit einem externen Kriterium. Als Zwischenfazit bleibt, dass diese Validitätsbetrachtungen uns die Zuversicht geben, dass wir trotz der Messfehlerproblematik letztlich valide Instrumente für die Klarheit der Koalitionslage haben.

#### 4. *Erwartete Knappheit und Klarheit der Koalitionslage als Determinanten der Koalitionswahl*

Das Wahlsystem und die Natur des Parteienwettbewerbs definieren unterschiedliche Kontexte, die ihrerseits spezielle Anreize im Längs- wie auch im Querschnitt setzen. Diese Anreize manifestieren sich für verschiedene Typen von Wählern in unterschiedlichen Motivationslagen strategisch zu wählen.

Mit der erwarteten Knappheit des Erststimmenrennens und der Klarheit der Koalitionslage haben wir zwei Kontexteffekte formuliert, die systematisch mit der Häufigkeit einer Koalitionswahl zusammenhängen. Anhänger kleinerer Parteien folgen der Duverger-Logik, d.h. sie geben eine strategische Erststimme ab, wählen aber ihre bevorzugte Partei mit der Zweitstimme. Je knapper das Erststimmenrennen erwartet wird, desto eher sollten Anhänger der FDP und der Grünen sich so verhalten. Die andere Strategie wird von Anhängern der beiden Volksparteien verwendet. Diese Wähler geben ihre Erststimme dem Kandidaten ihrer bevorzugten Partei, wählen aber mit der Zweitstimme strategisch den potentiellen kleinen Koalitionspartner. Je klarer die Koalitionsaussagen der jeweiligen Parteien sind, desto häufiger erwarten wir ein solches Stimmensplitting-Verhalten. Allerdings führen beide Motivationen zum selben beobachtbaren Wahlverhalten, nämlich zu einer Erststimme für einen Kandidaten der CDU/CSU bzw. SPD und einer Zweitstimme für den zugehörigen potenziellen kleineren Koalitionspartner FDP bzw. den Grünen. Daher erscheint es angebracht, beide Hypothesen simultan zu testen.

Da sowohl FDP als auch die Grünen nicht mit demselben potenziellen großen Koalitionspartner liiert sind, aber insbesondere die FDP oft das Zünglein an der Waage spielte, und so der einen oder der anderen Volkspartei eine Regierungsmehrheit in einer Koalition bescherte, testen wir unsere beiden Hypothesen getrennt für die FDP und für die Grünen. Da die Grünen erst seit 1983 mit Aussicht auf Erfolg angetreten sind, haben wir im FDP-Modell eine höhere Fallzahl als im Modell der Grünen. Der Mittelwert der abhängigen Variable beträgt im FDP-Modell 2,4 Prozentpunkte (Standardabweichung = 2 Prozentpunkte) und die durchschnittliche Differenz von Zweit- minus Erststimmen im Grünen-Modell nur 1,1 Prozentpunkte (Standardabweichung = 1,9 Prozentpunkte).

Für einen Test der Knappheitshypothese führen wir die unabhängige Variable „Knappheit“ ein, die natürlich in beiden Modellen dieselbe ist, so-

fern FDP und Grüne auch Kandidaten und Parteilisten in einem Wahlkreis aufstellen. Da ein knapperes Rennen gemäß der Hypothese mehr Koalitionswähler impliziert, erwarten wir einen negativen Zusammenhang. Für den Test bezüglich der Klarheit der Koalitionslage, operationalisiert als „Eindeutigkeit“, erwarten wir einen positiven Zusammenhang. Je eindeutiger sich die Koalitionslage darstellt, umso eher sollten Wähler bereit sein, ihre zwei Stimmen im Sinn einer Koalitionswahl strategisch zu verwenden, sei es, dass sie als Anhänger einer kleinen Partei ihre Erststimme dem Kandidaten der großen Koalitionspartei geben, sei es, dass sie als Anhänger einer großen Partei den, eventuell gefährdeten, Einzug des kleinen Koalitionspartners in den Bundestag mit ihrer strategischen Zweitstimme unterstützen. Dieselbe Logik gilt für den zweiten Indikator der Häufigkeit der alternativen Koalitionsmöglichkeiten, nur dass wir jetzt ein negatives Vorzeichen erwarten.

*Tabelle 2:* Knappheit des Erststimmenrennens zwischen Unions- und SPD-Kandidaten und Koalitionslage im Bund als Determinanten der Differenz von Zweitstimmen und Erststimmen für FDP und Grüne (unstandardisierte Regressionskoeffizienten)

| Unabhängige Variablen | FDP:<br>Zweitstimme -<br>Erststimme<br>(1953-2002) |      | FDP:<br>Zweitstimme -<br>Erststimme<br>(1983-2002) |      | B90/Grüne:<br>Zweitstimme -<br>Erststimme<br>(1983-2002) |      |
|-----------------------|--|------|--|------|--|------|
|                       | Koeff.   | SF   | Koeff.   | SF   | Koeff.   | SF   |
| Knappheit             | -0,04  | 0,00 | -0,04  | 0,00 | -0,04  | 0,00 |
| Eindeutigkeit         | 2,34   | 0,15 | 1,01   | 0,24 | 4,13   | 0,22 |
| Konstante             | 2,60   | 0,07 | 3,70   | 0,09 | 0,73   | 0,08 |
| R <sup>2</sup>        | 0,13   |      | 0,06   |      | 0,23   |      |
| SF der Schätzung      | 1,89   |      | 1,86   |      | 1,68   |      |
| N                     | 3600   |      | 1736   |      | 1698   |      |
| Knappheit             | -0,04  | 0,00 | -0,04  | 0,00 | -0,05  | 0,00 |
| Häufigkeit            | -2,95  | 0,11 | -1,85  | 0,37 | -3,24  | 0,18 |
| Konstante             | 4,76   | 0,09 | 4,72   | 0,19 | 4,35   | 0,16 |
| R <sup>2</sup>        | 0,24   |      | 0,06   |      | 0,30   |      |
| SF der Schätzung      | 1,77   |      | 1,86   |      | 1,60   |      |
| N                     | 3600   |      | 1736   |      | 1698   |      |

Alle Koeffizienten sind statistisch signifikant ( $p < 0,001$ ). Quelle: Offizielle Wahlkreisergebnisse bei Bundestagswahlen und eigene Erhebung. Inhaltsanalyse der jeweils letzten SPIEGEL-Ausgabe vor einer Bundestagswahl (1953-2002).

Beide abhängigen Variablen sind kontinuierlich und annähernd normalverteilt. Daher können wir sowohl das FDP-Modell als auch das Modell der

Grünen mit einer linearen Regression schätzen, um beide Hypothesen simultan zu testen.<sup>2</sup> Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

In Tabelle 2 sind die Regressionen für die FDP für den gesamten Zeitraum von 1953 bis 2002 geschätzt und zusätzlich für den Zeitraum 1983 bis 2002, um sie für denselben Zeitraum mit den Werten für die Grünen vergleichen zu können. Alle Regressionen bestätigen unsere Hypothesen mit signifikanten Parameter-Schätzungen. Sowohl die Knappheit des Erststimmenrennens zwischen den Kandidaten der Union auf der einen Seite und denen der SPD auf anderen Seite hat den erwarteten Effekt als auch die Eindeutigkeit der Koalitionslage, bzw. mit umgekehrten Vorzeichen die Häufigkeit der Alternativen zur bestehenden Koalition. Auffällig ist, dass entgegen unserer Erwartung für den Zeitraum von 1983 bis 2002 die Parameter für die Voraussage der Differenz der Zweitstimmen minus der Erststimmen für die Grünen größer ausfallen als für die FDP. Das führt jedoch in keinem Fall bei der FDP dazu, dass einzelne Parameterschätzungen insignifikant würden.

## 5. *Interpretation und Fazit*

Wir haben eingangs die Frage gestellt, ob sich die Unabhängigkeitsstrategie der FDP bei der letzten Bundestagswahl für diese Partei ausgezahlt hat. Die Eindeutigkeit der Koalitionslage war für die FDP auch nach unseren Daten relativ gering, während sie für die Grünen relativ groß war. Insofern kann unser Modell erklären, dass im amtlichen Endergebnis die Differenz der Erst- und Zweitstimmen bei der FDP nur 1,6 Prozentpunkte beträgt, bei den Grünen dagegen fast das Doppelte mit drei Prozentpunkten. Wenn man annimmt, dass in dieser Differenz auch die so genannten Stütz- oder Leihstimmen enthalten sind, lässt sich vermuten, dass eine unklare Koalitionslage einer kleinen Partei nicht nützt.

Einen weiteren indirekten Nachweis kann man mit den Ergebnissen der repräsentativen Wahlstatistik für 2002 leisten. So erwarten wir, dass sich bei klarer Koalitionslage der Prozentsatz der Wähler, die eine kleine Partei mit der Zweitstimme wählen, zu einem kleineren Prozentsatz aus Erststimmenwählern dieser Partei zusammensetzt als bei unklarer Koalitionslage. Dann ist die Partei mehr auf den Kern ihrer Anhängerschaft angewiesen. Bei der Bundestagswahl 2002 lässt sich tatsächlich beobachten, dass von 100 Grünen-Zweitstimmen-Wählern nur ein Drittel diese Partei auch mit der Erststimme wählte, während der entsprechende Prozentsatz bei der FDP immerhin 48 Prozent beträgt. Für die weitere im Bundestag vertretene kleine Partei, die PDS, beträgt dieser Wert sogar 71 Prozent.

---

2 Wir verwenden robuste White-Huber-Standardfehler, um uns gegen eine ungleiche Varianz zwischen den Bundestagswahljahren zu versichern.

Ein direkter Test der Stütz- bzw. Leihstimmen ist nur mit Hilfe von Umfragedaten möglich, weil man hierzu die Parteipräferenz mit heranziehen muss und sich nicht nur auf das Stimmensplitting bei der Wahlentscheidung verlassen kann. Für 2002 steht eine solche Überprüfung noch aus. Für 1998 haben Pappi und Thurner (2002) keine Bestätigung für die Leihstimmenthese von CDU/CSU-Anhängern zugunsten der FDP bzw. von SPD-Anhängern zugunsten der Grünen gefunden, während Gschwend (2001: 99ff.) eine solche Bestätigung findet. Eine Leihstimme zugunsten eines kleineren Koalitionspartners abzugeben, verlangt von dem jeweiligen Anhänger der großen Koalitionspartei eine sehr viel größere Überwindung, als es die Abgabe einer strategischen Erststimme für den Anhänger einer kleinen Koalitionspartei bedeutet. Denn schließlich hängt der Sitzanteil im Bundestag ausschließlich, wenn man von den wenigen Überhangmandaten absieht, von der Zweitstimme ab. Eine Leihstimme schadet der eigenen Partei, ein strategisches Wählen des Kandidaten der größeren Koalitionspartei mit der Erststimme schadet der kleineren Partei nicht.

Trotzdem soll hier nicht argumentiert werden, dass Leihstimmen ausgeschlossen sind. Sie sollten aber insbesondere bei ganz klarer Koalitionslage und einer vermuteten Gefährdung des Einzugs der kleineren Koalitionspartei in den Bundestag beobachtbar sein. Eine Bundestagswahl, für die genau dieses Zusammentreffen einer klaren Koalitionslage und einer Gefährdung des kleinen Koalitionspartners behauptet wird, ist die erste Bewährungsprobe der sozialliberalen Koalition im Jahre 1972 gewesen. Mit Schoen (2000) lässt sich auch vermuten, dass eine Leihstimmenkampagne nur dann Aussicht auf Erfolg hat, wenn die größere Koalitionspartei dies wenigstens stillschweigend duldet – wie vielleicht die SPD 1972. So großzügig sind CDU und CSU 1998 nicht mehr gewesen, wie die Beschwerde des damaligen CSU-Vorsitzenden Waigel über die Zweitstimmenwilderei der FDP beweist (Schoen 2000: 648).

Auf Basis unserer Schätzergebnisse in Tabelle 2 können wir jedoch spekulieren, wie die FDP bei einer völlig klaren Koalitionslage abgeschnitten hätte. Dazu müssen wir allerdings annehmen, dass die Klarheit der Koalitionslage keinen Einfluss auf die Anzahl der Erststimmen hat. Das ist sicherlich etwas vereinfachend, da somit die Klarheit der Koalitionslage nur auf das Zweitstimmenergebnis wirkt, d.h. die Zunahme der Differenz von Zweit- zu Erststimmen wird einzig darauf zurückgeführt, dass Sympathisanten der Volksparteien ihre Zweitstimme strategisch dem kleinen Koalitionspartner „leihen“. Mithilfe dieser Annahme halten wir den FDP-Erststimmenanteil künstlich konstant und bestimmen sozusagen den maximalen Einfluss einer klaren Koalitionslage auf das Zweitstimmenergebnis dieser Partei. In Punkto Eindeutigkeit erhalten wir für 2002 einen Indexwert von 0,11. Tabelle 2 kann man entnehmen, dass bei klarer Koalitionslage daher der entsprechende Wert um  $(1 - 0,11 =) 0,89$  höher wäre. Daher ergibt sich, dass bei einer klaren Koa-

litionslage die FDP sich um 2,1 Prozentpunkte (=  $2,344 \times 0,89$ ) an Zweitstimmen hätte verbessern können. Unter Berücksichtigung des typischen Unsicherheitsbereichs erwarten wir einen Fehlerbereich von +/- 0,3 Prozentpunkten. Analog kann man ein solches hypothetisches Szenario für unseren anderen Indikator („Häufigkeit“) durchrechnen. Basierend auf diesem Indikator hätte sich die FDP bei einer klaren Koalitionslage um maximal 1,6 Prozentpunkte (+/- 0,1%) an Zweitstimmen verbessern können.<sup>3</sup>

Unser Fazit ist demnach eindeutig: Unklare Koalitionslagen nützen kleinen Parteien nicht. Scheinbare Unabhängigkeitsstrategien kleiner Parteien werden offensichtlich von den Wählern nicht belohnt. Im Gegenteil, die FDP hätte bei der Bundestagswahl 2002 rund zwei Prozentpunkte besser abschneiden können, wenn sie im Vorfeld klare Signale für eine erneute Koalition mit der Union ausgesendet hätte. Allerdings wäre eine klare Koalitionslage im bürgerlichen Lager auf Kosten des Zweitstimmenergebnisses der Union gegangen, weil potenzielle Koalitionswähler sich dann strategisch für die FDP und gegen die Union entscheiden hätten. Inwiefern sich die Klarheit von Koalitionslagen vor einer Wahl nicht nur auf den Stimmenaustausch innerhalb des eigenen Lagers sondern auch auf Anhänger anderer Parteien und insbesondere auf die Mobilisierung von potenziellen Nichtwählern auswirkt, bleibt als Frage für die weitere Arbeit in diesem Bereich allerdings bestehen.

### Literatur

- Alvarez, R. Michael/Nagler, Jonathan: A New Approach for Modeling Strategic Voting in Multi-party Elections. In: *British Journal of Political Science* 30 (2000), S. 57-75.
- Barnes, Samuel H./Grace, Frank/James K. Pollock/Sperlich, Peter W.: The German Party System and the 1961 Federal Election. In: *American Political Science Review* 56 (1962), S. 899-914.
- Bawn, Kathleen: Voter Response to Electoral Complexity: Ticket Splitting, Rational Voters and Representation in the Federal Republic of Germany. In: *British Journal of Political Science* 29 (1999), S. 487-505.
- Black, Jerome H.: The Multicandidate Calculus of Voting: Application to Canadian Federal Elections. In: *American Journal of Political Science* 22 (1978), S. 609-638.
- Black, Jerome H.: The Probability-Choice Perspective in Voter Decision Making Models. In: *Public Choice* 35 (1980), S. 565-574.
- Broscheid, Andreas/Gschwend, Thomas: Augäpfel, Murmeltiere und Bayes: Zur Auswertung stochastischer Daten aus Vollerhebungen. Köln: MPIfG Working Paper 03/7, 2003.
- Cain, Bruce: Strategic Voting in Britain. In: *American Journal of Political Science* 22 (1978), S. 639-655.
- Cain, Bruce/Ferejohn, John/Fiorina, Morris: *The Personal Vote. Constituency Service and Electoral Independence*. Cambridge, London: Harvard University Press, 1987.

---

3 Die Ähnlichkeit beider hypothetischen Werte stimmt uns ein weiteres Mal zuversichtlich, dass wir die wesentliche Varianz in unseren Indikatoren bezüglich der Klarheit der Koalitionslage vor einer Bundestagswahl abbilden.

- Cox, Gary W.: *Making Votes Count. Strategic Coordination in the World's Electoral Systems.* Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- Duverger, Maurice: *Political Parties.* New York: Wiley, 1954.
- Fiske, Susan T./Taylor, Shelley E.: *Social Cognition.* New York: McGraw-Hill, 1991.
- Golder, Sona N.: *Explaining Pre-Electoral Coalition Formation: Electoral Institutions and Pre-Electoral Coalitions in Comparative Perspective.* Papier präsentiert auf der Jahrestagung der Midwest Political Science Association, 2002.
- Gschwend, Thomas: *Strategic Voting in Mixed-Electoral Systems.* Ph.D.-Dissertation, Department of Political Science, State University of New York at Stony Brook, 2001.
- Gschwend, Thomas/Johnston, Ron/Pattie, Charles: *Split-Ticket Patterns in Mixed-Member Proportional Election Systems: Estimates and Analyses of their Spatial Variation at the German Federal Election, 1998.* In: *British Journal of Political Science* 33 (2003), S. 109-127.
- Kepplinger, Hans Mathias/Donsbach, Wolfgang/Brosius, Hans-Bernd/Staab, Joachim Friedrich: *Medientenor und Bevölkerungsmeinung. Eine empirische Studie zum Image Helmut Kohls.* In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 38 (1986), S. 247-279.
- Kreps, David M.: *A Course in Microeconomic Theory.* Princeton: Princeton University Press, 1990.
- Kunda, Ziva: *Social Cognition. Making Sense of People.* Cambridge: MIT Press, 1999.
- Lancaster, Thomas D.: *Candidate Characteristics und Electoral Performance: A Long-Term Analysis of the German Bundestag.* In: Anderson, Christopher J./Zelle, Carsten (Hrsg.): *Stability und Change in German Elections. How Electorates Merge, Converge, or Collide.* Westport: Praeger, 1998, S. 281-300.
- Morrow, James D.: *Game Theory for Political Scientists.* Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Palfrey, Thomas: *A Mathematical Proof of Duverger's Law.* In: Ordeshook, Peter C. (Hrsg.): *Models of Strategic Choice in Politics.* Ann Arbor: University of Michigan Press, 1989, S. 69-91.
- Pappi, Franz U./Thurner, Paul W.: *Electoral behavior in a two-vote-system: Incentives for ticket splitting in German Bundestag elections.* In: *European Journal of Political Research* 41 (2002), S. 207-232.
- Schoen, Harald: *Appelle zu taktischem Wahlverhalten – effektive Werbung oder verfehlte Wahlkampfretorik?* In: Falter, Jürgen/Gabriel, Oscar W./Rattinger, Hans (Hrsg.): *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich.* Opladen: Leske + Budrich, 2000, S. 641-673.
- Shikano, Susumu: *Die soziale Konstruktion politischer Wirklichkeit. Zur kollektiven Deutung der Bundestagswahl 1998 durch Medien und Bürger.* Frankfurt a.M.: Campus, 2002.
- Spafford, Duff: *Electoral Systems and Voter's Behavior: Comment and a further Test.* In: *Comparative Politics* 5 (1972), S. 129-134.