

Bestimmungsgründe der Parteienvielfalt in den deutschen Bundesländern

Martina Flick / Adrian Vatter

Welche Faktoren entscheiden über das Ausmaß der legislativen Parteienfragmentierung in den deutschen Bundesländern? Während die Vertreter des institutionellen Ansatzes auf die Bedeutung der Ausgestaltung des Wahlrechts verweisen, werden in der soziologischen Theorie der Grad der gesellschaftlichen Heterogenität und die daraus entstehenden Konfliktlinien als bestimmend angesehen. Im vorliegenden Beitrag werden aus beiden Theorien Hypothesen abgeleitet und anhand einer Aggregatdatenanalyse getestet. Es zeigt sich, dass die konfessionelle Heterogenität den größten Einfluss auf die Zersplitterung der Parteienlandschaft ausübt. Daneben sind Faktoren der sozioökonomischen Modernisierung von Bedeutung, während von den institutionellen Variablen lediglich die Wahlkreisgröße einen gewissen Erklärungsgehalt aufweist.

Schlagwörter: Parteienfragmentierung, Wahlrecht, deutsche Bundesländer

*1. Einleitung**

Weshalb schaffen politische Strömungen in Berlin und Hamburg bei Landtagswahlen regelmäßig den Sprung ins Parlament, während in anderen Bundesländern wie Bayern und Saarland die politische Macht nahezu nur unter den beiden großen Volksparteien CDU/CSU und SPD aufgeteilt wird und die übrigen Parteien meist leer ausgehen? Liegen die Gründe in der unterschiedlichen Heterogenität der Gesellschaftsstrukturen, der verschiedenartigen Ausgestaltung der Wahlverfahren oder spielen weitere Faktoren eine Rolle? Der vorliegende Artikel setzt sich zum Ziel, der Frage nach den Ursachen für die unterschiedliche Parteienvielfalt in den 16 Bundesländern seit der Wiedervereinigung nachzugehen.

Im Unterschied zum Großteil der bisherigen Untersuchungen, die sich aus komparativer Perspektive mit den Erklärungsgrößen der parteipolitischen Fragmentierung in verschiedenen Gesellschaftssystemen auseinandergesetzt haben, steht in der vorliegenden Studie nicht der internationale Vergleich, sondern derjenige von Gliedstaaten in einem föderalen Staat im Mittelpunkt. Im Gegensatz zum Nationenvergleich bestechen subnationale Vergleiche durch besondere Bedingungen der Vergleichbarkeit. So liegt die große Stärke einer komparativ angelegten Gliedstaatenstudie in der vorhandenen Heterogenität politischer Institutionen und Strukturen der subnationalen Untersu-

* Dieser Beitrag ist im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) geförderten Projekts „Demokratiemuster in den deutschen Bundesländern und ihre politischen, gesellschaftlichen und sozioökonomischen Auswirkungen“ entstanden, welches von den Verfassern bearbeitet wird. Für Kritik und Anregungen danken wir Markus Freitag sowie den Gutachtern und der Redaktion der Politischen Vierteljahresschrift.

chungseinheiten innerhalb eines übergeordneten gemeinsamen Rahmens identischer Grunddimensionen. Im Vergleich zur komparativen Analyse von Nationalstaaten genießt der systematische Vergleich von 16 subnationalen Politiksystemen quasi Laborcharakter, da zahlreiche intervenierende Variablen ausgeblendet werden können. Aufgrund der konstanteren *ceteris paribus*-Bedingungen sind Subsystem-Vergleiche im Hinblick auf die Theoriebildung zudem besonders geeignet, wichtige Gesetzesmäßigkeiten zu eruieren (Lijphart 1975). Schließlich entspricht der Vergleich subnationaler Politiksysteme in besonderer Weise der Untersuchungsanlage eines „most similar systems design“ (Przeworski/Teune 1970: 31ff.).

Neben methodischen Gründen spricht aber vor allem die substantielle Relevanz des Themas für die Behandlung der im Zentrum stehenden Frage nach den Bestimmungsgründen der Parteienvielfalt. So weist schon Sartori (1976: 21) auf die zentrale Bedeutung der Anzahl der Parteien als herausragendem Charakteristikum eines politischen Systems hin: „The number of parties immediately indicates, albeit roughly, an important feature of the political system: the extent to which political power is fragmented or non-fragmented, dispersed or concentrated.“ Die Parteienzahl bildet darüber hinaus nicht nur das am häufigsten verwendete Merkmal zur Klassifikation von Parteiensystemen und für die Bestimmung des Grades an Parteienwettbewerb (Coppedge 1997: 156; Nohlen 2000: 50) sowie eines der bedeutsamsten Kriterien zur Beschreibung des Demokratietypus (Lijphart 1984, 1999), sondern beeinflusst auch die Funktions- und Leistungsfähigkeit eines politischen Systems in signifikanter Weise. So lässt sich der Einfluss der Parteienfragmentierung auf die Koalitionsbildung und Regierungsstabilität (Powell 1982), auf den Parteienextremismus (Cox 1990) und auf das Ausmaß an politischer Gewalt (Powell 1982) sowie auf die makroökonomische Leistungskraft (Roubini/Sachs 1989) empirisch belegen. Auch in Deutschland spiegelt sich die zunehmende Ausdifferenzierung der regionalen Parteiensysteme seit der Wiedervereinigung in einer bisher unbekanntenen Koalitionsvielfalt wider. Allein in den 1990er Jahren konnten in den Bundesländern bis zu neun verschiedene Koalitionsvarianten und bis zu fünf Koalitionsformate gezählt werden (Kropp 2001: 15). Entsprechend konstatiert Lehbruch (2000) für die neueste Zeit eine generelle Loslösung vom „Parteienbundesstaat“, die sich in einem zunehmend breit gefächerten Spektrum an Regierungszusammensetzungen und unterschiedlichen Typen von Parteiensystemen auf der Länderebene ausdrückt. Dies erschwert zunehmend die Bindung an die Entscheidungen der Bundesparteien und schlägt sich in einer gegenüber dem Bund unabhängigeren Politik nieder.

Der Artikel ist wie folgt aufgebaut: Im nächsten Abschnitt werden die verschiedenen, sich ergänzenden Theoriezugänge zur Parteienfraktionalisierung vorgestellt und konkrete Hypothesen für einen Vergleich der deutschen Bundesländer abgeleitet. In Abschnitt 3 stehen das Forschungsdesign, die Operationalisierung der Variablen und die verwendeten Daten im Zentrum. Abschnitt 4 fasst die empirischen Befunde zusammen. In Abschnitt 5 runden Schlussfolgerungen den Beitrag ab.

2. Theorien und Hypothesen zur Parteienfragmentierung

Die Analyse der Determinanten politischer Fragmentierung gehört zur klassischen Materie der politischen Soziologie (Neto/Cox 1997: 149), wobei seit geraumer Zeit zwei sich ergänzende Erklärungsstränge im Vordergrund stehen (Bartolini/Mair 1990; Lane/Ersson 1991; Lijphart 1994; Mair 1990; Rokkan 1970; Sartori 1986; Ware 1996). Während aus makrosoziologischer Warte der bedeutsamste Effekt der gesellschaftlichen Heterogenität zugeschrieben wird, bilden die Merkmale des Wahlsystems die zentrale Begründung aus der Sicht des politischen Institutionalismus. Im Folgenden werden die beiden Theoriezugänge kurz vorgestellt und für einen Hypothesentest im Bundesländervergleich nutzbar gemacht.

2.1 Theorien und Hypothesen zur sozialen Heterogenität

Den theoretischen Ausgangspunkt makrosoziologischer Ansätze zur Erklärung politischer Fragmentierung bildet das „Cleavage“-Konzept von Seymour Martin Lipset und Stein Rokkan (1967), demgemäß die Anzahl politischer Parteien von der Anzahl der soziopolitischen Konfliktachsen abhängig sei. Lipset und Rokkan (1967) leiten in ihrer klassischen Studie anhand eines europäischen Nationalstaatenvergleichs aus tiefgreifenden historischen Entwicklungsprozessen die Existenz von vier dominanten gesellschaftlichen Konfliktlinien („cleavages“) ab. Zwei dieser Spannungslinien haben ihren Ursprung in der Reformation sowie im allmählichen Aufstieg des Nationalstaates. Dieser als „National Revolution“ (Lipset/Rokkan 1967: 14) bezeichnete Vorgang rief einerseits den wachsenden Widerstand von ethnischen oder religiösen Minderheiten gegen die dominierende nationale Kultur hervor. Andererseits kam es insbesondere in der Zeit nach der Französischen Revolution zu Spannungen zwischen Kirche und Staat, da Letzterer zunehmend Aufgaben übernahm, die zuvor überwiegend von kirchlicher Seite wahrgenommen wurden (z. B. Bildung und Erziehung). Die beiden weiteren Spannungslinien wurzeln in den Folgen der industriellen Revolution, die zum einen Interessengegensätze zwischen konservativen Landbesitzern und liberalen Unternehmern hervorbrachte. Zum anderen beginnen in dieser Zeit die Auseinandersetzungen zwischen Arbeit und Kapital, die vom Aufstieg sozialistischer Parteien begleitet wurden (Lipset/Rokkan 1967: 21). Gemäß Lipset und Rokkan entstanden die politischen Parteien damit primär aus der Notwendigkeit, gesellschaftliche Konflikte in politischen Prozessen zu regeln. Dabei würden die Anzahl der Konflikte und die Art der Koalitionen zwischen politischer Elite und Basis die Nachfrage nach Parteien und die Segmentierung der Wählerschaft beeinflussen. Breite Diskussionen löste schließlich ihre kontroverse These der „eingefrorenen Parteiensysteme“ aus, die besagt, dass die Parteiensysteme der 1960er Jahre im Wesentlichen die gesellschaftlichen Hauptspannungslinien („cleavage structures“) von 1920 reflektieren (Lipset/Rokkan 1967: 50).

Erst seit den 1980er Jahren hat die Parteienforschung den Versuch unternommen, das Cleavage-Konzept von Lipset und Rokkan (1967) zu operationalisieren und für die empirische Forschung nutzbar zu machen. In der Tat erweist sich die Operationalisierung gesellschaftlicher Heterogenität als schwieriger als diejenige institutioneller Wahlregeln. Lijphart (1984), Taagepera und Shugart (1989) sowie Taagepera und Grofman

(1985) stützten sich zunächst auf die Zahl der „issues“. Taagepera und Grofman verallgemeinerten den empirischen Zusammenhang mit der Formel, dass die Anzahl der politischen Parteien der Anzahl der „issue dimensions“ plus eins entsprechen würde. Ordeshook und Shvetsova (1994: 107) weisen allerdings mit Recht darauf hin, dass „issue dimension“ (oder „political cleavage“) keine unabhängige Variable darstellt, sondern einen endogenen Bestandteil des politischen Systems bildet, weshalb für eine empirische Überprüfung Indikatoren der sozialen Heterogenität herangezogen werden sollten und nicht die davon in der Regel abgeleiteten politischen Konfliktlinien.¹ Bei der Auswahl der zu berücksichtigenden Variablen richtete sich das Augenmerk vor allem auf folgende Merkmale der gesellschaftlichen Heterogenität: „enduring social differences that might become politicized, or not: differences of ethnicity, religion, language, or occupation, for example“ (Neto/Cox 1997: 152).

Für Deutschland waren gemäß Lepsius (1966) aus historisch-soziologischer Perspektive vor allem zwei gesellschaftliche Auseinandersetzungen prägend: Zum einen der Konflikt zwischen den sozialen Klassen, der die Entstehung der Arbeiterbewegung und letztlich die Gründung der SPD zur Folge hatte. Zum anderen die konfessionelle Konfliktlinie zwischen Katholiken und Protestanten, die zur Politisierung des katholischen Milieus in Deutschland und zur Gründung der Zentrumspartei im 19. Jahrhundert führte. Der Konfessions- und der Klassenkonflikt dominierten die gesellschaftlichen Auseinandersetzungen im Deutschen Reich und kamen zum ersten Mal im Wahlverhalten bei der Reichstagswahl von 1874 zum Ausdruck. Während aber der Katholizismus über Jahrzehnte hinweg mit der Zentrumspartei über eine eigene Volkspartei verfügte, die sich ausschließlich an konfessionellen Kriterien und quer zu Klasse und Schicht orientierte, gab es keine Partei des Protestantismus, sondern vielmehr verschiedene Parteien mit überwiegend protestantischer Wählerschaft. Das gemeinsame Band der Wähler dieser Parteien war, dass für sie die katholische Partei nicht wählbar war. Die Zentrumspartei und die Sozialdemokratie verstanden sich vor allem als Interessenvertreter ihrer Bezugsgruppen und bildeten den parteipolitischen Kristallisationspunkt ihres jeweiligen „sozialmoralischen Milieus“ (Lepsius 1966). Obwohl es nach dem Zweiten Weltkrieg zur Abschwächung der konfessionellen Konfliktlinie und zu einem massiven Rückgang der Bedeutung religiöser Überzeugungen kam, ging die politische Vertretung der Katholiken nach 1950 in der CDU/CSU auf. Zwar hat sich in Westdeutschland die CDU/CSU in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts als überkonfessionelle Partei etabliert, dennoch besteht ihre traditionelle Kernwählerschaft bis heute mehrheitlich aus kirchengebundenen Katholiken (Niedermayer 2003).

Die konfessionelle Strukturierung wird bei Powell (1982: 101ff.) und Ladner (2004: 91) über den Anteil der katholischen Bevölkerung gemessen, während andere

1 „The issue dimensions Taagepera and Shugart count, taken from Lijphart (1984), can be said to be endogenous to the political system (...). What we require, then, is a measure of the exogenous determinants of those preferences that are relevant, a priori, to pressures to increase or decrease the number of political parties. In this respect, a key variable that is of evident contemporary concern is a society's ethnic heterogeneity“ (Ordeshook/Shvetsova 1994: 107). Schließlich gilt es darauf zu verweisen, dass „Cleavages are notoriously difficult to count“ (Coppedge 1997: 176).

Untersuchungen hierfür Rae's Fraktionalisierungsindex² (z. B. Anckar 2000; Vatter 1998, 2003) oder die Kirchengangshäufigkeit (z. B. Emmert/Roth 1995; Gluchowski/Wilamowitz-Moellendorff 1997) verwenden. Die sozioökonomische Konfliktlinie wird häufig über die Stellung im Beruf gemessen (z. B. Evans 1999). Eine andere Möglichkeit besteht in der Operationalisierung über den Anteil der Beschäftigten im industriellen Sektor (Ladner 2004: 323). Als Indikator zur Messung der ethnisch-sprachlichen Heterogenität verwenden Neto und Cox (1997) sowie Ordeshook und Shvetsova (1994) die effektive Anzahl ethnischer Gruppen. Die vorliegende Untersuchung orientiert sich bei der Auswahl der Indikatoren an den genannten Studien, wobei jedoch teilweise aufgrund der in Deutschland vorzufindenden Sozialstruktur Anpassungen erforderlich sind.

In Bezug auf die konfessionelle Konfliktlinie lauten die Hypothesen:

1. Je homogener ein Bundesland in konfessioneller Hinsicht ist, desto schwächer ist die Fragmentierung.³
2. Je größer der Katholikenanteil in der Bevölkerung ist, desto geringer ist die Parteienfragmentierung.

Für die sozioökonomische Spannungslinie werden folgende Hypothesen formuliert:

3. Je höher der Anteil an Arbeitern in einem Bundesland ist, desto geringer ist die Parteienfragmentierung. Hierdurch wird der traditionell engen Bindung der Arbeiterschaft zur SPD Rechnung getragen (Klingemann 1984).
4. Je größer die Heterogenität in Bezug auf die beruflichen Stellungen der Bevölkerung innerhalb eines Bundeslandes ist, desto größer ist die Parteienvielfalt.

Angesichts der hohen ethnischen Homogenität der Bevölkerung in Deutschland wird der Einfluss der ethnisch-sprachlichen Konfliktlinie durch folgende Hypothesen getestet:

5. Sofern eine ethnische Minderheit in einem Bundesland existiert (wie die Dänen in Schleswig-Holstein, die Sorben in Sachsen und Brandenburg sowie die Friesen in Schleswig-Holstein und Niedersachsen), erhöht sich die Parteienfragmentierung.
6. Je höher der Ausländeranteil in einem Bundesland ist, desto mehr Parteien sind im Parlament vertreten. Bei dieser Hypothese wird in Anlehnung an Ware (1996: 221) davon ausgegangen, dass die einheimische Bevölkerung den Zustrom von Migranten als Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt und als Gefahr für die innere Sicherheit wahrnimmt und somit eine neue Spannungslinie entstehen kann.

2.2 Die institutionellen Theorien und Hypothesen

Die politisch-institutionelle Theorie führt die Unterschiede in der parteipolitischen Fraktionalisierung insbesondere auf Eigenheiten des Wahlrechts zurück. Ausgangspunkt

² Rae's Fraktionalisierungsindex berechnet sich nach der Formel $F = 1 - \sum p_i^2$, wobei hier p für den Anteil der i-ten Konfessionsgruppe steht.

³ Aus Gründen der Datenverfügbarkeit konnte dabei lediglich zwischen Katholiken, Protestanten und Sonstigen unterschieden werden.

dieses Ansatzes bildet die Studie von Maurice Duverger (1959: 232), dessen Feststellung, dass das Mehrheitswahlrecht die Ausbildung von Zweiparteiensystemen fördere, unter dem Begriff des „Gesetzes von Duverger“ breite Beachtung in der Literatur gefunden hat. Duverger macht dafür zwei sich ergänzende Faktoren verantwortlich. Zum einen Sorge der „mechanische Effekt“ des Mehrheitswahlsystems dafür, dass der Sitzanteil einer dritten Partei deutlich hinter deren Stimmenanteil zurückbleibe. Zum anderen führe der „psychologische Effekt“ dazu, dass Anhänger einer dritten Partei nicht entsprechend ihrer Präferenz wählten, sondern ihre Stimme einer der beiden großen Parteien geben würden, um so zu verhindern, dass der Erfolgswert ihrer Stimme verloren geht (Duverger 1959: 238ff.).

Knapp zehn Jahre nach Duverger veröffentlichte Douglas W. Rae (1967) seine klassische Studie, die auf der Analyse von Aggregatdaten aus zwanzig westlichen demokratischen Staaten beruht. Rae untersucht neben dem Wahlsystem (Mehrheits- oder Verhältniswahl) auch die Auswirkungen der Wahlkreisgröße (d. h. die Anzahl an Parlamentariern, die innerhalb eines Wahlkreises gewählt werden). Ebenso wie Duverger stellt auch Rae (1967: 94) einen starken Zusammenhang zwischen Mehrheitswahlrecht und Zweiparteiensystem fest. Allerdings weichen seine Ergebnisse zum Teil von denen Duvergers ab. So weist Rae darauf hin, dass das Mehrheitswahlrecht keine hinreichende Bedingung für die Entstehung eines Zweiparteiensystems sei. Vielmehr haben seiner Ansicht nach auch Faktoren, die außerhalb des Wahlsystems liegen (wie z. B. die Existenz starker Minderheiten), Einfluss auf die Ausprägung des Parteiensystems. Ferner kommt Rae zu dem Ergebnis, dass mit steigender Wahlkreisgröße das Ausmaß der Parteienfragmentierung wächst (Rae 1967: 114–121).

Jüngere Beiträge von Cox (1997), Jones (1999), Moser (1999), Neto und Cox (1997), Ordeshook und Shvetsova (1994), Taagepera und Shugart (1989) und Vatter (1998, 2003) heben insbesondere den Einfluss der Wahlkreisgröße hervor. Dabei bestätigt sich der schon von Rae aufgezeigte positive Zusammenhang zwischen dieser Variable und der Parteienfragmentierung. Aufbauend auf der Arbeit von Taagepera und Shugart (1989) berücksichtigt Lijphart (1994) die effektive Wahlerfolgsschwelle als weiteren erklärenden Faktor. Hierbei handelt es sich um einen Indikator, der den Einfluss der Wahlkreisgröße so umrechnet, dass die Vergleichbarkeit mit einer (eventuell vorhandenen) gesetzlichen Sperrklausel ermöglicht wird. Die effektive Wahlerfolgsschwelle bezeichnet in Abhängigkeit von der Wahlkreisgröße denjenigen Stimmenanteil, den eine Partei benötigt, um ins Parlament einziehen zu können. Je höher diese Schwelle liegt, desto geringer ist die Fragmentierung.

Obwohl die Wahlsysteme der deutschen Bundesländer dem Grundsatz der Verhältniswahl verpflichtet sind, variieren sie beträchtlich hinsichtlich der Kombination von Direkt- und Listenmandaten (personalisierte Verhältnis- oder reine Verhältniswahl), der Stimmgebung (ein oder zwei Stimmen), der Ausgestaltung der Sperrklausel-Regelung und der Art und Weise der Mandatsverteilung. So verwenden Bremen, Hamburg und das Saarland ein reines Verhältniswahlsystem, während alle anderen Bundesländer über ein personalisiertes Verhältniswahlsystem verfügen.⁴ Daraus folgen Unterschiede in der

⁴ Hamburg ging im Jahr 2004 vom reinen zum personalisierten Verhältniswahlsystem über. Bei den hier berücksichtigten Wahlen war jedoch noch die frühere Fassung des Gesetzes über die Wahl zur Hamburgischen Bürgerschaft in Kraft.

Art der Mandatsvergabe. Bei der reinen Verhältniswahl werden nämlich alle Sitze über Parteilisten vergeben. Dagegen läuft die Mandatsverteilung in den Ländern mit personalisierter Verhältniswahl nur zum Teil über Parteilisten. Sitze werden hier auch an die in den Wahlkreisen siegreichen Direktkandidaten vergeben. Der Anteil der Listenmandate an den Gesamtmandaten reicht in den 13 Ländern mit personalisierter Verhältniswahl derzeit von null Prozent in Baden-Württemberg bis zu 50,5 Prozent in Sachsen-Anhalt. Je kleiner dieser Anteil ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit der Entstehung von Überhangmandaten (Massicotte 2003: 8), die in aller Regel an eine der beiden großen Parteien gehen und damit die Fragmentierung verringern. Daher ist von folgender Hypothese auszugehen:

1. Je höher der Anteil an Listenmandaten ist, desto stärker ist die Parteienfragmentierung.

Der Einfluss der Wahlkreisgröße wird über folgende Hypothese erfasst:

2. Je größer die Wahlkreise eines Bundeslandes sind, desto größer ist die Anzahl der im Parlament repräsentierten Parteien.

Im Gegensatz zu den Studien von Lijphart (1994) und Vatter (1998, 2003) kann der Einfluss der effektiven Wahlerfolgsschwelle (Lijphart 1994: 27; Taagepera/Shugart 1989: 117) nicht berücksichtigt werden, da alle Bundesländer in ihren Wahlgesetzen eine Fünf-Prozent-Sperrklausel festgeschrieben haben, während sich bei der Berechnung der effektiven Sperrklausel Werte ergeben, die in allen Fällen deutlich unter der gesetzlich festgelegten Hürde und damit unwirksam bleiben. Aus demselben Grund wurden auch die Repräsentations- bzw. Ausschlussperrklauseln (Gallagher 1992; Lijphart/Gibberd 1977) nicht in die Untersuchung einbezogen. Die einheitliche Sperrklausel-Regelung verhindert darüber hinaus eine Prüfung ihrer Einflussstärke auf die Parteienfragmentierung. Abweichungen zwischen den Wahlgesetzen der Länder bestehen allerdings insofern, als in vier Fällen eine Umgehung der Sperrklausel statthaft ist. Die Sperrklausel-Regelung kann entweder durch das Erringen von Direktmandaten oder durch die Nutzung von Ausnahmeregelungen für ethnische Minderheiten (nämlich für die Dänen in Schleswig-Holstein bzw. für die Sorben in Brandenburg) umgangen werden. In Bremen ist sie insofern durchlässiger, als sie im Gegensatz zu allen anderen Bundesländern nicht auf die landesweite Stimmenverteilung bezogen wird, sondern auf die einzelnen Wahlbereiche. Um in die Bürgerschaft einziehen zu können, genügt es also, wenn eine Partei entweder nur in Bremen oder in Bremerhaven mindestens fünf Prozent der Stimmen auf sich vereinigen kann. Dies erlaubt die Prüfung der folgenden Hypothese:

3. Sofern eine Umgehung der Sperrklausel möglich ist oder diese nicht landesweit übersprungen werden muss, erhöht sich die Parteienfragmentierung.

2.3 Kontrollhypothesen

Neben Faktoren des Wahlrechts und der gesellschaftlichen Heterogenität wird in der Literatur eine Reihe von weiteren Variablen auf ihr Erklärungspotenzial hin untersucht. Hierzu gehören beispielsweise die Bevölkerungsdichte und der Urbanisierungsgrad

(Anckar 2000: 306; Dahl/Tufte 1973: 13f.). So wird davon ausgegangen, dass in dichter bevölkerten Gebieten eine größere Zahl an Überzeugungen und Zielen vorhanden ist, die sich in einer ausgeprägteren Parteienvielfalt widerspiegelt. Ähnliche Wirkungen werden mit der Wirtschaftsstärke eines Bundeslandes verbunden, da vermutet wird, dass sich mit steigendem Wohlstand die Bandbreite an ökonomischen Interessen erweitert (Coppedge 1997: 178; Neto/Cox 1997: 154). Darüber hinaus kann davon ausgegangen werden, dass Länder, deren wirtschaftssektorieller Schwerpunkt im Bereich der Dienstleistungserbringung liegt, über eine stärkere Parteienfragmentierung verfügen als eher landwirtschaftlich geprägte Gliedstaaten (Ladner 1991: 176). Jackman und Volpert (1996) weisen auf einen Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und dem Erfolg von extremen Parteien hin. Demnach ist in politischen Einheiten, die mit einer hohen Erwerbslosenquote konfrontiert sind, mit einer größeren Parteienvielfalt zu rechnen. Diskutiert wird zudem der Einfluss der Wahlbeteiligung (Mielke/Reutter 2004: 29). So wird eine niedrige Wahlbeteiligung in der Regel mit besseren Chancen für kleine Parteien in Verbindung gebracht, da dann die absolute Anzahl der Stimmen sinkt, die nötig ist, um die Fünf-Prozent-Hürde zu überspringen. Implizit liegt hier die Annahme zugrunde, dass die Entscheidung, einer Wahl fern zu bleiben, häufiger von den Anhängern großer Parteien getroffen wird, dass also kleine Parteien eher in der Lage sind, ihre Wähler an die Urnen zu rufen. Bezogen auf Deutschland wird auch die Rolle der schwachen Parteibindungen auf Seiten der Bevölkerung in den neuen Bundesländern betont (Jörs 2003: 153f.). Schließlich wurden auch politische Variablen in die Untersuchung einbezogen. So wird davon ausgegangen, dass die Popularität des amtierenden Ministerpräsidenten Einfluss auf den Fragmentierungsgrad hat, indem dieser erheblich zum Wahlerfolg seiner Partei beitragen und dadurch möglicherweise die Fragmentierung senken kann. Eine in der international vergleichenden Forschung entwickelte Hypothese befasst sich mit dem Einfluss, den Präsidentschaftswahlen auf die Parteienfragmentierung ausüben. Dort wird davon ausgegangen, dass die Fragmentierung geringer ausfällt, wenn Parlamentswahlen in zeitlicher Nähe zu Präsidentschaftswahlen stattfinden (Neto/Cox 1997; Shugart/Carey 1992). Diese Hypothese wurde an die deutschen Verhältnisse angepasst, indem der Einfluss der zeitlichen Nähe von Bundestagswahlen geprüft wurde. Daraus ergeben sich die folgenden Kontrollhypothesen:

1. In dicht bevölkerten und stark urbanisierten Bundesländern ist die Fraktionalisierung stärker ausgeprägt.
2. Die Anzahl der im Parlament vertretenen Parteien steigt mit dem wirtschaftlichen Wohlstand.
3. Bundesländer mit einem hohen Anteil an Erwerbstätigen im dritten Sektor weisen eine stärkere Parteienfragmentierung auf als Bundesländer mit überwiegend landwirtschaftlicher bzw. industrieller Erwerbsstruktur.
4. Je höher die Arbeitslosenquote in einem Bundesland ist, desto mehr Parteien sind im Parlament repräsentiert.
5. Je niedriger die Wahlbeteiligung ist, desto mehr Parteien schaffen den Einzug in den Landtag.

6. In den ostdeutschen Bundesländern sind die Parteibindungen innerhalb der Bevölkerung weniger gefestigt als in Westdeutschland, was zu einer erhöhten Parteienfragmentierung führt.
7. Je größer die Popularität des amtierenden Ministerpräsidenten ist, desto geringer ist die Parteienfragmentierung.
8. Die Parteienfragmentierung fällt geringer aus, wenn die Landtagswahl in zeitlicher Nähe zu einer Bundestagswahl stattfindet.

3. Forschungsdesign, Methode und Daten

Die oben aufgeführten Hypothesen werden im Rahmen einer *Querschnittsanalyse* getestet, wobei die Bundesländer die Untersuchungseinheiten darstellen. Damit folgt die Analyse dem „most similar systems design“ (Przeworski/Teune 1970), da die Bundesländer allesamt Teile eines übergeordneten Gemeinwesens sind. Der Untersuchungszeitraum umfasst für jedes Bundesland die letzten drei Wahlperioden zwischen 1991 und 2005. Dadurch wird gewährleistet, dass die Ergebnisse nicht durch einzelne außergewöhnliche Wahlgänge verzerrt werden (Freitag 2005; Vatter 1998: 674). Aufgrund der unterschiedlich langen Dauer der Legislaturperioden und der nicht gleichzeitig stattfindenden Wahltermine ist der Untersuchungszeitraum für die einzelnen Länder nicht völlig identisch. Die am längsten zurückliegende Wahl, die Berücksichtigung findet, ist die des rheinland-pfälzischen Landtags von 1991, die jüngste die Landtagswahl in Nordrhein-Westfalen vom Mai 2005. Angesichts der methodischen Beschränkungen, die sich aus der geringen Fallzahl von $N=16$ ergeben, wird für die Datenanalyse ein zweistufiges Vorgehen gewählt, welches auch bei analogen Untersuchungen angewandt wurde (Coppedge 1997; Freitag 2005; Lijphart 1994; Vatter 1998, 2003). In einem ersten Schritt werden bivariate Korrelationen berechnet. Im zweiten Schritt werden die aussagekräftigsten Prädiktorvariablen mittels multipler OLS-Regressionen in verschiedenen Modellen getestet.

Die *abhängige Variable* stellt das Ausmaß der Fraktionalisierung in den Parlamenten der einzelnen Bundesländer dar, operationalisiert als die effektive Parteienzahl im Sinne von Laakso und Taagepera (1979). Dabei handelt es sich um das in der jüngeren Parteienforschung gebräuchlichste Maß zur Einschätzung der Fraktionalisierung (vgl. z. B. Coppedge 1997; Cox 1997; Neto/Cox 1997; Ordeshook/Shvetsova 1994; Vatter 1998, 2003), so dass die Vergleichbarkeit mit anderen Studien gewährleistet ist. Die effektive Parteienzahl (EPZ) wird über die Formel

$$\frac{1}{\sum p_i^2}$$

berechnet. p steht dabei für den als Dezimalzahl angegebenen Mandatsanteil jeder Partei i . Die Mandatsanteile aller im Parlament vertretenen Parteien werden quadriert, anschließend summiert und schließlich der Kehrwert gebildet. Die Mandatsanteile der Parteien und die effektiven Parteienzahlen sind aus *Tabelle 1* ersichtlich, wobei jeweils die Durchschnittswerte der letzten drei Wahlperioden angegeben sind. Für Rheinland-

Pfalz sieht die Berechnung der EPZ aufgrund der in *Tabelle 1* enthaltenen Zahlen konkret so aus:

$$1/(0,393^2 + 0,459^2 + 0,082^2 + 0,066^2) = 2,66.^5$$

Die effektive Parteienzahl entspricht der Anzahl der im Parlament vertretenen Parteien in dem Fall, dass alle Parteien dieselbe Anzahl an Sitzen innehaben. Sind also beispielsweise vier Parteien mit einem Sitzanteil von je 25 Prozent repräsentiert, so ergibt sich eine EPZ von 4. In allen anderen Fällen ist die EPZ dem bloßen Abzählen der in einem Parlament vertretenen Parteien überlegen, da die Quadrierung der Mandatsanteile für eine Gewichtung sorgt. Parteien mit einem großen Mandatsanteil beeinflussen dabei die Ausprägung der EPZ stärker als kleine Parteien, so dass die EPZ einen genaueren Eindruck über die Anzahl relevanter Parteien vermitteln kann. Ein Nachteil der EPZ besteht allerdings darin, dass sie nur bedingt Rückschlüsse auf die Anzahl der im Parlament vertretenen Parteien zulässt. So kommen die Länder Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein im Untersuchungszeitraum auf nahezu gleich hohe effektive Parteienzahlen, obwohl in Schleswig-Holstein jeweils fünf, in Mecklenburg-Vorpommern aber nur je drei Parteien in den Landtagen repräsentiert waren.

Tabelle 1: Mandatsanteile der wichtigsten Parteien und effektive Parteienzahl in den deutschen Bundesländern (Durchschnittswerte der letzten drei Wahlperioden für den Gesamtzeitraum 1991–2005)

Bundesland	Union	SPD	FDP	Grüne	PDS	Andere	EPZ	V
Baden-Württemberg	45,8	30,6	7,4	9,7	–	6,4	3,09	0,10
Bayern	62,7	30,0	–	7,4	–	–	2,04	0,06
Berlin	37,3	27,6	3,5	11,7	19,8	–	3,60	0,13
Brandenburg	23,8	46,1	–	–	26,1	4,1	2,91	0,15
Bremen	38,0	44,1	0,4	12,8	–	4,7	2,79	0,12
Hamburg	39,1	38,8	1,7	13,5	–	6,9	2,94	0,18
Hessen	45,8	37,3	7,0	10,0	–	–	2,72	0,05
Mecklenburg-Vorpommern	37,1	39,0	–	–	24,0	–	2,84	0,04
Niedersachsen	43,6	45,9	2,7	7,8	–	–	2,41	0,07
Nordrhein-Westfalen	42,0	44,2	5,6	8,2	–	–	2,59	0,06
Rheinland-Pfalz	39,3	45,9	8,2	6,6	–	–	2,66	0,03
Saarland	48,4	45,7	2,0	3,9	–	–	2,21	0,08
Sachsen	57,3	13,5	1,9	1,6	22,5	3,2	2,57	0,26
Sachsen-Anhalt	34,4	32,9	4,9	1,7	21,5	4,6	3,35	0,05
Schleswig-Holstein	40,2	44,0	6,3	6,5	–	3,0	2,73	0,02
Thüringen	51,5	23,5	–	–	25,0	–	2,56	0,04

Quelle: Moehl (2005); Zicht (2005).

Ein Blick auf die Fragmentierungswerte macht deutlich, dass nennenswerte Unterschiede vor allem zwischen Flächen- und Stadtstaaten sowie zwischen alten und neuen Bundesländern bestehen. Sowohl in den Stadtstaaten als auch in den neuen Bundesländern liegen die effektiven Parteienzahlen höher als in den Flächenländern bzw. in den alten Bundesländern. Die Varianz zwischen den Bundesländern nimmt noch leicht zu, wenn anstelle der Durchschnittswerte für die drei Wahlperioden die Fragmentierungsgrößen

⁵ Die sich in manchen Fällen ergebenden Abweichungen zu der in *Tabelle 1* berechneten EPZ beruhen auf Rundungen der hier dargestellten Mandatsanteile.

der aktuellen Legislaturperiode (Stand: Oktober 2006) berechnet werden. So beträgt die effektive Parteienzahl im bayerischen Landtag derzeit 1,87, während sie in Berlin mit einem Wert von 4,11 mehr als doppelt so hoch liegt.

Die letzte Spalte in *Tabelle 1* enthält die Werte des Variationskoeffizienten V , der einen Eindruck von der Streuung der effektiven Parteienzahlen in den drei beobachteten Wahlperioden vermittelt. Die Werte von V geben den Anteil an, den die Standardabweichung am errechneten Mittelwert ausmacht (Wagschal 1999: 115). Es zeigt sich, dass die Streuung in der Mehrzahl der Fälle mit Werten von weniger als 0,1 recht gering ausfällt. Allein in Sachsen erreicht sie eine problematische Größe. Insgesamt bewegen sich die effektiven Parteienzahlen innerhalb der Länder während des Untersuchungszeitraums jedoch auf einem so konstanten Niveau, dass die Verwendung von Durchschnittswerten für die weitere Analyse gerechtfertigt erscheint.

Für die unabhängigen Variablen wurden ebenfalls Durchschnittswerte berechnet⁶, wobei aus Kausalitätsüberlegungen die Berechnung der Mittelwerte im Vorjahr der ersten berücksichtigten Legislaturperiode beginnt und im Jahr vor der letzten durch die Untersuchung erfassten Wahl endet.⁷

4. Empirische Befunde

Von den 20 getesteten Variablen erfüllen nur sechs das statistische Signifikanzkriterium, wie die Ergebnisse der bivariaten Korrelationen aus *Tabelle 2* zeigen. Bei den institutionellen Faktoren kann lediglich der Wahlkreisgröße ein größeres Einflusspotenzial zugesprochen werden, das in der erwarteten Richtung verläuft: Große Wahlkreise begünstigen demnach die politische Fragmentierung in den deutschen Bundesländern in signifikanter Weise. Dagegen hat der Anteil von Listenmandaten entgegen der oben geäußerten Erwartung einen schwachen negativen Effekt auf die Parteienfragmentierung. Dies lässt sich mit den Regelungen über die Vergabe von Ausgleichsmandaten erklären, die in den Landeswahlgesetzen aller Bundesländer mit personalisiertem Verhältniswahlssystem enthalten sind. Erringt eine Partei Überhangmandate, so erhöht sich auch die Anzahl der durch andere Parteien zu besetzenden Sitze. Dadurch soll die Proportionalität der Sitzvergabe gewährleistet werden. Gleichzeitig tragen diese Regelungen dazu bei, dass der angenommene Effekt zwischen geringer Anzahl von Listenmandaten und Parteienkonzentration nicht auftritt. Was den Einfluss von Ausnahmetatbeständen zur Sperrklauselregelung angeht, so dürfte dieser noch geringer sein, als die hier berechnete Korrelation vermuten lässt. So verdankten während des Untersuchungszeitraums lediglich zwei Abgeordnete der DVU in Bremen sowie der Südschleswigsche Wählerverband

⁶ Erläuterungen zu den Operationalisierungen der unabhängigen Variablen und zu den jeweiligen Datenquellen stehen auf der Website der PVS unter der Rubrik „Online-Beiträge“ zum Download zur Verfügung.

⁷ Für die Länder Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein, bei denen jeweils die Wahlergebnisse des Jahres 2005 miteinbezogen wurden, endet die Einbeziehung der unabhängigen Variablen bereits mit dem Jahr 2003. Zum Zeitpunkt der Berechnungen war ein Großteil der Daten für 2004 noch nicht veröffentlicht.

Tabelle 2: Bivariate Korrelationen zwischen der effektiven Parteienzahl und den einzelnen Variablenbündeln in den deutschen Bundesländern (N=16)

Unabhängige Variable	Korrelationskoeffizient
<i>Institutionelle Variablen</i>	
Anteil der Listenmandate	-0,20
Wahlkreisgröße (log)	0,45*
Umgehung der Sperrklausel (Dummy)	0,31
<i>Variablen der gesellschaftlichen Heterogenität</i>	
Ausländeranteil	0,14
Ethnische Minderheit (Dummy)	-0,14
Anteil der größten konfessionellen Gruppe	-0,68***
Katholikenanteil	-0,56**
Stellung im Beruf (Rae-Index)	-0,47*
Arbeiteranteil	-0,20
<i>Kontrollvariablen</i>	
Bevölkerungsdichte	0,55** (-0,28)
Urbanisierungsgrad	0,41 (-0,15)
BSP pro Einwohner (log)	-0,19
Anteil der Erwerbstätigen im ersten Sektor	-0,14
Anteil der Erwerbstätigen im zweiten Sektor	-0,35
Anteil der Erwerbstätigen im dritten Sektor	0,35
Arbeitslosenquote	0,42
Wahlbeteiligung	-0,09
Ost-West-Dummy	0,45*
Popularität des Ministerpräsidenten	-0,29
Zeitliche Nähe zu Bundestagswahl	-0,19

Anmerkung: Berechnet wurden Pearson's Korrelationskoeffizienten. Werte in Klammern beziehen sich auf Korrelationen, die unter Ausschluss der Stadtstaaten berechnet wurden.

* = Korrelationskoeffizient mit $p < 0,10$; ** = Korrelationskoeffizient mit $p < 0,05$; *** = Korrelationskoeffizient mit $p < 0,01$.

in Schleswig-Holstein ihren Einzug in den Landtag den entsprechenden Ausnahmeregelungen, ohne dabei die Parteienfragmentierung nennenswert zu erhöhen.⁸

Bedeutsamer für die Parteienfragmentierung in den Ländern sind offensichtlich die sozialen Heterogenitätsmerkmale, was insbesondere im Falle der konfessionellen Homogenität zutrifft: Je größer der Bevölkerungsanteil der größten Konfessionsgruppe innerhalb eines Bundeslandes ausfällt, desto geringer ist die Fragmentierung. Auch die zweite Variable zur konfessionellen Struktur, der Katholikenanteil in der Bevölkerung, beeinflusst die Parteienfragmentierung in signifikanter Weise. Von den Indikatoren für die sozioökonomische Spannungslinie erweist sich die berufliche Stellung als bedeutsam. Allerdings verläuft hier der Einfluss entgegen der erwarteten Richtung: Je heterogener die Bevölkerung in Bezug auf ihre berufliche Stellung zusammengesetzt ist, desto geringer ist die parteipolitische Fraktionalisierung. Dieses unerwartete Resultat ist teilweise auf einen Ost-West-Effekt zurückzuführen. So ist in Ostdeutschland die berufli-

⁸ Geprüft wurde auch, ob die Art des Wahlsystems (reine versus personalisierte Verhältniswahl) oder das System der Stimmenverrechnung (d'Hondt versus Hare/Niemeyer) die Parteienfragmentierung beeinflussen. Da sich hierfür nur niedrige Zusammenhangswerte ergeben, wurde auf eine ausführlichere Darstellung verzichtet.

che Fraktionalisierung schwächer ausgeprägt, da die Anteile der Beamten und Selbständigen geringer ausfallen als im Westen. Gleichzeitig liegt aber die effektive Parteienzahl geringfügig über dem Durchschnitt der alten Länder. Die Hypothesen zur ethnischen Heterogenität werden durch die Analyse nicht gestützt. Bundesländer mit ethnischen Minderheiten weisen vielmehr eine geringfügig niedrigere Parteienfragmentierung auf.

Ein Großteil der Kontrollhypothesen hält einer empirischen Prüfung nicht stand. So nimmt die Parteienfragmentierung mit steigendem wirtschaftlichen Wohlstand entgegen der geäußerten Erwartung leicht ab. Zwischen der Wahlbeteiligung und der Fragmentierung findet sich kein nennenswerter Zusammenhang. In Bezug auf die Bevölkerungsdichte und den Urbanisierungsgrad weisen die Korrelationskoeffizienten zwar das vermutete Vorzeichen auf, allerdings ist dies dem Einfluss der drei Stadtstaaten geschuldet. Lässt man diese außer Acht, sinkt die Fraktionalisierung, was der getesteten Hypothese widerspricht. Wie vermutet nimmt aber die Fragmentierung mit dem Anteil der Erwerbstätigen im dritten Sektor sowie bei steigender Arbeitslosenquote zu, während ein höherer Anteil von Erwerbstätigen in der Landwirtschaft einen schwach dämpfenden Einfluss auf die Parteienanzahl ausübt. Ein nennenswerter Unterschied besteht schließlich auch zwischen den alten und den neuen Bundesländern (inklusive Berlin). Letztere weisen eine stärkere Fraktionalisierung ihrer Landtage auf als die westdeutschen Länder. Bei den politischen Variablen (Popularität der Spitzenkandidaten und zeitliche Nähe zu Bundestagswahlen) ist festzustellen, dass die errechneten Korrelationen in beiden Fällen das erwartete Vorzeichen aufweisen, der Einfluss jedoch als relativ gering einzustufen ist.⁹

Im zweiten Schritt werden mehrere Regressionsmodelle berechnet, deren Ergebnisse in *Tabelle 3* aufgeführt sind und den unabhängigen Einfluss der stärksten Prädiktorvariablen wiedergeben. Für die Regressionen wurden diejenigen unabhängigen Variablen ausgewählt, die aufgrund der Resultate der bivariaten Korrelationen ein starkes Erklärungspotenzial erwarten lassen.¹⁰ Aufgrund der geringen Freiheitsgrade wurde die Zahl der eingesetzten unabhängigen Variablen auf maximal zwei beschränkt.

Bereits eine lineare Einfachregression unter Verwendung der konfessionellen Heterogenität als unabhängige Variable erklärt über 40 Prozent der Varianz (Modell 1). Je weniger einheitlich die konfessionelle Struktur eines Bundeslandes ausgeprägt ist, desto höher ist der Fragmentierungsgrad. Allerdings ist dieser Zusammenhang in Westdeutschland stärker ausgeprägt als im Osten. Durch die Hinzunahme der Wahlkreisgröße als der bedeutendsten institutionellen Variablen erhöht sich der Erklärungsgehalt des Modells nicht (Modell 2). Eine genauere Untersuchung zeigt zudem, dass die Er-

9 Die bivariaten Korrelationen wurden darüber hinaus für die ungewichtete Anzahl der in den Landtagen vertretenen Parteien berechnet. Die Ergebnisse unterscheiden sich teilweise von denen in *Tabelle 2*. Die Korrelationen erreichen nur im Fall Sperrklauselregelung ein statistisch signifikantes Niveau, dagegen büßt die konfessionelle Heterogenität, die in Zusammenhang mit der effektiven Parteienzahl als besonders aussagekräftig erscheint, ihre Bedeutung ein. Allerdings wird die ungewichtete Parteienzahl in der Literatur nicht als geeignetes Fragmentierungsmaß angesehen (Ladner 2004: 67).

10 Um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen, wurden die bivariaten Korrelationen auch für die einzelnen einbezogenen Wahlen berechnet. Hierbei wiesen die für die Regressionen ausgewählten Variablen stets das erwartete Vorzeichen auf, wenngleich nicht in allen Fällen das statistische Signifikanzniveau erfüllt wurde.

Tabelle 3: Ergebnisse der OLS-Regression (N=16). Abhängige Variable: effektive Parteienzahl in den deutschen Bundesländern

Unabhängige Variablen	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Konstante	3,396	2,501	-0,429	2,094	3,214
Konfessionelle Homogenität	-0,677** (-3,45)	-0,591* (-2,79)		-0,666** (-3,64)	-0,605** (-3,69)
Wahlkreisgröße (log)		0,226 (1,07)	0,220* (2,97)		
Effektive Parteienzahl auf Basis der Stimmanteile			0,885*** (11,94)		
Anteil der Beschäftigten im Dritten Sektor				0,326 (1,78)	
Bevölkerungsdichte					0,453* (2,76)
Adj. R ²	0,42	0,43	0,92	0,50	0,61

Anmerkung: Angegeben sind jeweils die standardisierten Regressionskoeffizienten. In Klammern sind die t-Werte aufgeführt. Die Toleranz- bzw. VIF-Werte bei den Modellen 2–5 liefern keinen Hinweis auf eine inakzeptable Verzerrung durch Multikollinearität.

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

gebnisse insbesondere durch die Werte des Landes Bayern beeinflusst werden, das die Merkmalskombination der kleinsten Wahlkreise und der niedrigsten effektiven Parteienzahl aufweist.¹¹ Schließt man Bayern aus der Berechnung des Modells aus, verliert die Wahlkreisgröße noch weiter an Erklärungskraft.

Ein im Vergleich zum Modell 2 abweichendes Resultat ergibt sich, wenn man bei der Wirkung der Wahlkreisgröße zwischen dem psychologischen und dem mechanischen Effekt unterscheidet. Wie in Abschnitt 2.2 bereits angesprochen, bezieht sich der psychologische Effekt auf die Stimmabgabe: Wähler wählen nicht entsprechend ihrer Präferenz, wenn sie aufgrund von bestimmten Merkmalen des Wahlsystems davon ausgehen, dass dann der Erfolgswert ihrer Stimme verloren geht. Dagegen hat der mechanische Effekt keinen Einfluss auf die Stimmvergabe, sondern bezieht sich ausschließlich auf die Verrechnung von Stimmenanteilen in Mandatsanteile (Tiemann 2004: 25). Modell 3 dient der Messung des mechanischen Effekts. Hier wurde neben der Wahlkreisgröße auch die effektive Parteienzahl, basierend auf der Stimmverteilung (EPZ_V), als unabhängige Variable verwendet. Es zeigt sich, dass neben der EPZ_V, die natürlich einen sehr starken Einfluss auf die EPZ ausübt, auch die Wahlkreisgröße ein statistisch signifikantes Niveau erreicht. Bei der Umrechnung der Stimmen- in Sitzanteile spielt die Wahlkreisgröße somit eine wichtige Rolle, was aus der Vergleichsberechnung in Modell 2 nicht ersichtlich geworden ist.

11 Aufgrund der kleinen Fallzahl können einzelne Fälle (d. h. Bundesländer) u. U. einen großen Einfluss auf die Schätzung der Parameter ausüben. Deshalb wurden für die einzelnen Modelle verschiedene Regressionsdiagnostiken hinsichtlich der Suche nach einflussreichen Datenpunkten durchgeführt. Als Kontrollstatistik zur Identifikation einflussreicher Fälle wurden Cook's D und „robuste“ Regressionen gerechnet (Jann 2004). Bei der Interpretation der empirischen Befunde weisen wir jeweils auf die einflussreichen Datenpunkte in den einzelnen Modellschätzungen hin.

Größeren Einfluss nehmen auch die Kontrollgrößen zur wirtschaftssektoriellen Strukturierung sowie zur Bevölkerungsdichte. Im Modell 4 wurde neben der konfessionellen Heterogenität der Anteil an Beschäftigten im dritten Sektor als erklärende Variable hinzugefügt. Hier erreicht der Wert des korrigierten R^2 die 50-Prozent-Marke. Ein hoher Anteil an Beschäftigten im Dienstleistungssektor trägt also zu einer Steigerung der Parteienfragmentierung bei, was mit der getesteten Hypothese in Einklang steht. Das Ergebnis wird allerdings von zwei Datenpunkten beeinflusst: Berechnet man das Modell ohne Baden-Württemberg, das den geringsten Anteil an Erwerbstätigen im dritten Sektor bei gleichzeitig großer Parteienvielfalt zu verzeichnen hat, steigt das korrigierte R^2 auf knapp 70 Prozent. Anders verhält es sich mit dem Einfluss des Landes Berlin. Hier ist die Quote der Beschäftigten im Dienstleistungssektor ebenso wie das Ausmaß der Parteienfragmentierung sehr hoch. Ohne Berlin läge der Anteil der erklärten Varianz bei etwa 40 Prozent.

Wird die wirtschaftsstrukturelle Variable in Modell 4 durch die Bevölkerungsdichte ersetzt, erklärt das Modell nahezu zwei Drittel der statistischen Varianz (Modell 5). Dabei weisen beide erklärenden Variablen auch das erwartete Vorzeichen auf. Auch hier ist das Land Berlin als besonders einflussreicher Fall hervorzuheben, der sowohl die Merkmale einer ausgeprägten Parteienfragmentierung als auch der höchsten Bevölkerungsdichte aufweist. Berechnet man das Modell ohne Berlin, verliert die Bevölkerungsdichte erheblich an Relevanz. Aufgrund des hohen Zusammenhangs zwischen Bevölkerungsdichte und Urbanität bzw. Anteil an Beschäftigten im Tertiärsektor weist die Signifikanz dieser dritten Variablen generell auf die Bedeutung des Ausmaßes sozioökonomischer Modernisierung bzw. der Segmentierung der Erwerbsstrukturen für die parteipolitisch-gesellschaftliche Fragmentierung hin.¹²

Die Regressionsergebnisse fallen ähnlich aus, wenn man den hier gewählten Indikator zur konfessionellen Homogenität entsprechend der Untersuchungen von Powell (1982: 101ff.) und Ladner (2004: 91) durch den Anteil der katholischen Bevölkerung ersetzt. Aufgrund der historischen Verbundenheit katholischer Wähler mit dem Zentrum bzw. den Unionsparteien ist davon auszugehen, dass ein hoher Katholikenanteil in der Bevölkerung einen dämpfenden Effekt auf die Parteienfragmentierung ausübt. Die durchgeführten Berechnungen bestätigen dies.¹³ Es zeigt sich auch für diesen Indikator der konfessionellen Heterogenität ein deutlich negativer, wenngleich schwächerer Zusammenhang zwischen der Konfessionsvariablen und der Parteienfragmentierung. Prüft man die Modelle auf Ausreißer, ergibt sich ein ähnliches Bild wie bei den oben durchgeführten Berechnungen: So werden die Modelle 4 und 5 vor allem durch Berlin mit seinem großen Dienstleistungssektor und der hohen Bevölkerungsdichte beeinflusst.

12 In einzelnen Beiträgen (Cox 1997; Ordeshook/Shvetsova 1994: 100; Neto/Cox 1997: 162) wird vorgeschlagen, anstelle von additiv-linearen Regressionen Modelle mit Interaktionsvariablen zu schätzen, in denen die einflussreichsten institutionellen und makrosoziologischen Variablen kombiniert werden. Dies führt vorliegend aber nicht zu besseren Ergebnissen. Eine Berechnung unter Verwendung des Interaktionsterms KONFXWAHL (Konfessionelle Heterogenität \times Wahlkreisgröße) ergibt folgendes Ergebnis: standardisierter Regressionskoeffizient = 0,32 ($t = 1,26$), adj. $R^2 = 0,04$.

13 Aus Platzgründen wurde auf eine tabellarische Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

Die Bedeutsamkeit der konfessionellen Heterogenität für die Parteienfragmentierung zeigt sich auch dann, wenn anstelle der Fragmentierungswerte bei Landtagswahlen die bei Bundestagswahlen in den einzelnen Bundesländern erreichten effektiven Parteienzahlen (beruhend auf dem Anteil der Zweitstimmen) als abhängige Variable verwendet werden. Analog zu den oben durchgeführten Berechnungen wurden dabei die Durchschnittswerte der effektiven Parteienzahlen bei den Bundestagswahlen von 1994, 1998 und 2002 gebildet. Anschließend wurden die Regressionsmodelle 1, 4 und 5 berechnet (vgl. *Tabelle 4*).¹⁴ Die Anteile der erklärten Varianz an den Bundestagswahlergebnissen übertreffen in allen drei Modellen noch die der Landtagswahlergebnisse. Bei Modell 5 wird sogar ein adj. R² von über 80 Prozent erreicht. Allerdings weisen die Werte von Cook's D in allen drei Modellen Berlin als Ausreißer aus. Schließt man Berlin aus der Berechnung aus, verlieren die Variablen zur Größe des dritten Sektors und die Bevölkerungsdichte an Bedeutung, andererseits erhöht sich die statistische Signifikanz der konfessionellen Heterogenität noch weiter.

Tabelle 4: Ergebnisse der OLS-Regression (N=16). Abhängige Variable: effektive Parteienzahl in den deutschen Bundesländern bei Bundestagswahlen

Unabhängige Variablen	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Konstante	4,081	–	–	3,304	3,936
Konfessionelle Homogenität	–0,846*** (–5,95)	–	–	–0,84*** (–6,07)	–0,791*** (–6,90)
Anteil der Beschäftigten im Dritten Sektor		–	–	0,187 (1,35)	
Bevölkerungsdichte		–	–		0,347* (3,02)
Adj. R ²	0,70	–	–	0,71	0,81

Anmerkung: Angegeben sind jeweils die standardisierten Regressionskoeffizienten. In Klammern sind die t-Werte aufgeführt. Die Toleranz- bzw. VIF-Werte bei den Modellen 4 und 5 liefern keinen Hinweis auf eine inakzeptable Verzerrung durch Multikollinearität.

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

5. Schlussfolgerungen

Der zentrale Befund der vorliegenden Studie lautet wie folgt: Je konfessionell uniformer bzw. je katholischer, je weniger dicht besiedelt und je ländlich-agrarischer ein Bundesland ist, und je kleiner seine Wahlkreise sind, umso weniger Parteien sind im Parlament vertreten. Je weniger eine einzelne Konfession vorherrscht und je urbaner aber ein Bundesland ist, und je mehr Mandate pro Wahlkreis zu verteilen sind, umso stärker organisieren sich die verschiedenen gesellschaftlichen Gruppen, Berufsstände, Interessen, Regionen und Ideen in politischen Parteien.

¹⁴ Die Modelle 2 und 3, bei denen die Wahlkreisgröße von Belang ist, konnten für die in den Ländern erzielten Fragmentierungswerte bei Bundestagswahlen nicht berechnet werden, da die auf das einzelne Bundesland entfallende Mandatszahl vom konkreten Wahlergebnis abhängt.

Insgesamt bestätigen die vorliegenden Befunde die Erkenntnisse der international vergleichenden Parteienforschung makrosoziologischer Prägung. In Übereinstimmung mit den Vertretern des historisch-soziologischen Cleavage-Konzeptes (Lipset/Rokkan 1967; Rokkan 1970, 2000) kommt der bedeutsamste Effekt zur Erklärung der unterschiedlichen Parteienfragmentierung in den deutschen Bundesländern der gesellschaftlich-kulturellen Heterogenität zu. So korreliert die Parteienzahl in einem Bundesland am stärksten mit der Segmentierung konfessioneller Strukturen. Je weniger ein Bundesland von einer Konfession dominiert wird, desto höher ist die Zahl der im Parlament vertretenen Parteien. Hinweise zur Deutung dieses Befundes lassen sich zumindest teilweise in den historischen Entwicklungspfaden des deutschen Parteiensystems finden (von Alemann 2001; Gabriel et al. 2002; Mielke 2001; Niedermayer 2003). So waren in Deutschland vor allem die sozioökonomische und die konfessionelle Konfliktlinie prägend für die Entwicklung des Parteiensystems, in dem die Arbeiterschaft ihre Vertretung bei der SPD, die Katholiken dagegen bei der Zentrumspartei und später bei den Unionsparteien fanden (vgl. auch vorne). Bis Mitte der 1970er Jahre bestimmten der sozioökonomische Gegensatz zwischen mittelständisch-freiberuflichen Schichten und gewerkschaftlich organisierter Industriearbeiterschaft einerseits und der soziokulturelle Konflikt zwischen kirchengebundenen Katholiken und säkularisierten Gruppen andererseits die Konfliktstruktur des deutschen Parteiensystems (Pappi 1973, 1977). Erst im Verlaufe der 1970er und 1980er Jahre haben diese beiden Konfliktlinien durch den raschen gesellschaftlichen Wandel, die starken Säkularisierungstendenzen und die fortlaufende Erosion der traditionellen sozialen und kulturellen Milieus an Bedeutung verloren. So wandelte sich der traditionelle Konfessionskonflikt in eine religiöse Spannungslinie zwischen säkularisierten und christlichen Wertüberzeugungen. Heute zeichnet sich der politisch-kulturelle Konflikt durch den Gegensatz zwischen Liberalismus und Autoritarismus aus, während der klassische Links-Rechts-Klassenkonflikt primär zu einem sozioökonomischen Wertekonflikt zwischen mehr Wettbewerbsfreiheit einerseits und mehr staatlichem Interventionismus andererseits geworden ist (Gabriel et al. 2002; Niedermayer 2003). Die vorliegende Analyse macht damit deutlich, dass historisch weit zurückliegende kulturelle Identitätskonflikte auch heute noch ihre Spuren in der aktuellen Parteienlandschaft hinterlassen. In diesem Sinne erweist sich das Cleavage-Konzept von Lipset und Rokkan (1967) nach wie vor als analytisch und empirisch ertragreich.

Dies gilt im Übrigen nicht nur für die deutschen Bundesländer, sondern bestätigt sich auch für die Schweizer Kantone. So wird bei einem Vergleich der Parteienvielfalt in den 26 Kantonen für die 1990er Jahre ebenfalls der konfessionellen Fragmentierung die höchste Erklärungskraft von rund 20 getesteten Faktoren zugeschrieben. Entsprechend kommt Vatter (1998: 679) zu dem Schluss, dass die Zahl und die Art der Parteien eine Funktion der konfessionellen Heterogenität der Kantone sei, was mit den religiösen und weltanschaulichen Konflikten früherer Jahrhunderte zwischen antiklerikalen Liberalen und katholischen Konservativen begründet wird. Darüber hinaus weisen die Ergebnisse des schweizerischen und deutschen Gliedstaatenvergleichs noch weitere frappierende Übereinstimmungen auf. Ebenso sind es neben der konfessionellen Durchmischung sowohl die durchschnittliche Wahlkreisgröße als auch die Bevölkerungsdichte, die sich als die bedeutsamsten Erklärungsfaktoren herausgestellt haben

(Vatter 1998: 677). Damit bestätigen beide Untersuchungen die Erkenntnisse des internationalen Vergleichs, dass auch unter Berücksichtigung verschiedener Vergleichskontexte ein stabiler Effekt soziokultureller Heterogenitätsfaktoren auf die Parteienzahl beobachtet werden kann. Allerdings bestehen zwischen der Schweiz und Deutschland beträchtliche Strukturunterschiede hinsichtlich der Rahmenbedingungen von subnationalen Wahlen. So spielt die Bundespolitik für die Wahlen in den deutschen Bundesländern eine weit größere Rolle als in den Schweizer Kantonen. Die Gründe dafür liegen im stark föderalen und direktdemokratischen Konkordanzsystem der Schweiz. So sorgt der ausgeprägte Trennföderalismus in der Schweiz dafür, dass sogar die Nationalratswahlen (Bundeswahlen) als 26 kantonale Parallelwahlen betrachtet werden, während im unitarisch-föderalen Deutschland umgekehrt Landtagswahlen häufig die Funktion von „Bundestestwahlen“ einnehmen. Die stärkere Dezentralisierung und geringere parteiinterne Homogenität schweizerischer Parteien sind weitere Unterschiede zu den vergleichsweise zentralisierten Parteiorganisationen in Deutschland. Die direkte Demokratie in der Schweiz hat schließlich zu einer sehr frühen Herausbildung der politischen Parteien beigetragen und ihre Organisations- und Mobilisierungskraft gestärkt, gleichzeitig aber ihre Bedeutung aufgrund der geringen Bedeutung von Parlamentswahlen für die Zusammensetzung der Konkordanzregierungen und der Korrekturmöglichkeit parlamentarischer Entscheide durch die Volksrechte stark relativiert (Armingeon 2003; Ladner 2006). Dass sich trotz dieser starken strukturellen Unterschiede zwischen den deutschen Bundesländern und den Schweizer Kantonen ähnliche Erklärungsmuster für die Parteienfragmentierung ergeben, ist im Sinne eines *most dissimilar systems design* als deutlicher Hinweis auf deren Allgemeingültigkeit zu interpretieren (Vatter 2002).

In Übereinstimmung mit den aktuellen Erkenntnissen der internationalen Forschung (Coppedge 1997; Cox 1997; Jones 1999; Lijphart 1994; Neto/Cox 1997; Ordeshook/Shvetsova 1994) bestätigt der Bundesländervergleich, dass von den institutionellen Faktoren am ehesten der Ausgestaltung der Wahlkreise eine bedeutsame Rolle zukommt: Länder mit großen Wahlkreisen weisen demnach eine ausgeprägtere Parteienfragmentierung auf. Die Wahlkreisgröße übt dabei einen mechanischen Effekt aus, der bei der Umrechnung der Stimmen- in Mandatsanteile wirksam wird. Die unterschiedlich hohen Anteile an Listenmandaten und die konkrete Ausgestaltung der Sperrklausel-Regelung zeigen dagegen keinen statistisch signifikanten Zusammenhang mit der Zahl der im Parlament vertretenen Parteien.

Die starken Zusammenhänge zwischen dem Ausmaß sozioökonomischer Modernisierung und der steigenden Zahl von Parteien sind zwar einerseits den Besonderheiten der deutschen Stadtstaaten geschuldet. Dies trifft insbesondere auf das Land Berlin zu, das sowohl hinsichtlich der einbezogenen unabhängigen Variablen (Anteil an Erwerbstätigen im dritten Sektor, Bevölkerungsdichte) als auch bei der Parteienfragmentierung die bundesweit höchsten Werte aufweist. Andererseits verdeutlicht dieser Umstand, dass mit zunehmendem gesellschaftlichen Modernisierungsgrad die Polyvalenz gesellschaftlicher Interessen stark zunimmt. Dieses Ergebnis bestätigt sich ebenso bei der Schweizer Vergleichsstudie. Hohe Parteienzersplitterung geht in der Regel mit einer verstärkten Polarisierung und Zentrifugalität des Parteienwettbewerbs und mit einer überdurchschnittlichen Volatilität der Wählerschaft einher (Sartori 1976; Ware 1996).

Darüber hinaus sind urbane Gesellschaften mit vielen Parteien einer vermehrten Systemopposition inner- und außerhalb der Parlamente ausgesetzt. Eine überdurchschnittliche Anzahl extremer Parteien am linken oder rechten Rand des Parteienspektrums und außerinstitutionelle Opposition durch soziale Protestbewegungen sind typische Begleiterscheinungen parteipolitisch stark fraktionalisierter Gesellschaften. Daran schließt sich die für die Zukunft bedeutsame Frage nach den *Wirkungen und Konsequenzen* der zunehmenden Parteienvielfalt in den deutschen Bundesländern an: Führt eine verstärkte Parteienzersplitterung ebenfalls zu steigender Regierungsinstabilität, grundsätzlicher Systemopposition und höherer politischer Gewaltbereitschaft, wie das die Erkenntnisse des internationalen Vergleichs nahelegen? Es wird die Aufgabe der regional vergleichenden Demokratieforschung sein, dieser für die Funktionsweise des deutschen Bundesstaates wichtigen Frage nachzugehen.

Literatur

- Alemann, Ulrich von*, 2001: Das Parteiensystem der Bundesrepublik Deutschland. Opladen.
- Anckar, Carsten*, 2000: Size and Party System Fragmentation, in: *Party Politics* 6, 305–328.
- Armington, Klaus*, 2003: Das Parteiensystem der Schweiz im internationalen Vergleich. Neuenburg.
- Bartolini, Stefano/Mair, Peter*, 1990: Identity, Competition and Electoral Availability. The Stabilisation of European Electorates 1885–1985. Cambridge.
- Coppedge, Michael*, 1997: District Magnitude, Economic Performance, and Party-System Fragmentation in Five Latin American Countries, in: *Comparative Political Studies* 30, 156–185.
- Cox, Gary*, 1990: Centripetal and Centrifugal Incentives in Electoral Systems, in: *American Journal of Political Science* 34, 903–935.
- Cox, Gary*, 1997: Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems. Cambridge.
- Dahl, Robert A./Tufte, Edward R.*, 1973: Size and Democracy. Stanford.
- Deutscher Städtetag*, mehrere Jahrgänge: Statistisches Jahrbuch Deutscher Gemeinden. Köln.
- Duverger, Maurice*, 1959: Die politischen Parteien. Tübingen.
- Emmert, Thomas/Roth, Dieter*, 1995: Zur wahlsoziologischen Bedeutung eines Modells sozialstrukturell verankerter Konfliktlinien im vereinten Deutschland, in: *Historical Social Research* 20, 119–159.
- Evans, Geoffrey* (Hrsg.), 1999: The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford.
- Freitag, Markus*, 2005: Labor Schweiz: Vergleichende Wahlbeteiligungsforschung bei kantonalen Parlamentswahlen, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57, 667–690.
- Forschungsgruppe Wahlen*, verschiedene Jahrgänge: Analysen zu den Landtagswahlen. Mannheim.
- Gabriel, Oscar W./Niedermayer, Oskar/Stöss, Richard* (Hrsg.), 2002: Parteiendemokratie in Deutschland. Wiesbaden.
- Gallagher, Michael*, 1992: Comparing Proportional Representation in Electoral Systems: Quotas, Thresholds, Paradoxes and Majorities, in: *British Journal of Political Science* 22, 469–496.
- Gluchowski, Peter/Wilamowitz-Moellendorff, Ulrich von*, 1997: Sozialstrukturelle Grundlagen des Parteienwettbewerbs in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Gabriel, Oscar W./Niedermayer, Oskar/Stöss, Richard* (Hrsg.), Parteiendemokratie in Deutschland. Opladen, 179–208.
- Jackman, Robert W./Völper, Karin*, 1996: Conditions Favouring Parties of the Extreme Right in Western Europe, in: *British Journal of Political Science* 26, 501–521.
- Jann, Ben*, 2004: Diagnostik von Regressionsschätzungen bei kleinen Stichproben, in: Sonderheft *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44, 421–452.
- Jones, Mark*, 1999: Electoral Laws and the Effective Number of Candidates in Presidential Elections, in: *Journal of Politics* 61, 171–184.

- Jörs, Inka, 2003: East Germany: Another Party Landscape, in: *German Politics* 12, 135–158.
- Klingemann, Hans-Dieter, 1984: Soziale Lagerung, Schichtbewußtsein und politisches Verhalten. Die Arbeiterschaft der Bundesrepublik im historischen und internationalen Vergleich, in: *Ebbinghausen, Rolf/Tiemann, Friedrich* (Hrsg.), *Das Ende der Arbeiterbewegung in Deutschland?* Opladen, 593–621.
- Kropp, Sabine, 2001: Regieren in Koalitionen. Handlungsmuster und Entscheidungsbildung in deutschen Länderregierungen. Wiesbaden.
- Laakso, Markku/Taagepera, Rein, 1979: „Effective“ Number of Parties: A Measure with Application to West Europe, in: *Comparative Political Studies* 12, 3–27.
- Ladner, Andreas, 1991: Politische Gemeinden, kommunale Parteien und lokale Politik. Zürich.
- Ladner, Andreas, 2004: Stabilität und Wandel von Parteien und Parteiensystemen. Wiesbaden.
- Ladner, Andreas, 2006: Politische Parteien in der Schweiz, in: *Klöti, Ulrich* et al. (Hrsg.), *Handbuch Schweizer Politik*. Zürich.
- Lane, Jan-Erik/Ersson, Svante O., 1991: *Politics and Society in Western Europe*. London.
- Lehmbruch, Gerhard, 2000: Parteienwettbewerb im Bundesstaat. Regelsysteme und Spannungslagen im politischen System der Bundesrepublik Deutschland. Opladen.
- Lepsius, M. Rainer, 1966: Parteiensystem und Sozialstruktur: Zum Problem der Demokratisierung der deutschen Gesellschaft, in: *Abel, Wilhelm/Borchart, Knut/Kellenbenz, Hermann/Zorn, Wolfgang* (Hrsg.), *Wirtschaft, Geschichte und Wirtschaftsgeschichte*. Stuttgart, 371–393.
- Lijphart, Arend, 1975: The Comparable-Cases Strategy in Comparative Research, in: *Comparative Political Studies* 8, 158–177.
- Lijphart, Arend, 1984: *Democracies. Patterns of Majoritarian and Consensus Government in Twenty-One Countries*. New Haven/London.
- Lijphart, Arend, 1994: *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies 1945–1990*. Oxford.
- Lijphart, Arend, 1999: *Patterns of Democracy. Government Forms and Performance in 36 Countries*. New Haven/London.
- Lijphart, Arend/Gibbert, Robert W., 1977: Thresholds and Payoffs in List Systems of Proportional Representation, in: *European Journal of Political Research* 5, 219–244.
- Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein, 1967: Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments. An Introduction, in: *Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein* (Hrsg.), *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York, 1–64.
- Mair, Peter (Hrsg.), 1990: *The West European Party System*. Oxford.
- Massicotte, Louis, 2003: To Create or to Copy? Electoral Systems in the German Länder, in: *German Politics* 12, 1–22.
- Mielke, Gerd, 2001: Gesellschaftliche Konflikte und ihre Repräsentation im deutschen Parteiensystem. Anmerkungen zum Cleavage-Modell von Lipset und Rokkan, in: *Eith, Ulrich/Mielke, Gerd* (Hrsg.), *Gesellschaftliche Konflikte und Parteiensysteme. Länder- und Regionalstudien*. Wiesbaden, 77–95.
- Mielke, Siegfried/Reutter, Werner, 2004: Länderparlamentarismus in Deutschland – Eine Bestandsaufnahme, in: *Mielke, Siegfried/Reutter, Werner* (Hrsg.), *Länderparlamentarismus in Deutschland*. Wiesbaden, 19–51.
- Moser, Robert, 1999: Electoral Systems and the Number of Parties in Postcommunist States, in: *World Politics* 51, 359–384.
- Neto, Octavio A./Cox, Gary, 1997: Electoral Institutions, Cleavages Structures, and the Number of Parties, in: *American Journal of Political Science* 41, 149–174.
- Niedermayer, Oskar, 2003: Die Entwicklung des deutschen Parteiensystems bis nach der Bundestagswahl 2002, in: *Niedermayer, Oskar* (Hrsg.), *Die Parteien nach der Bundestagswahl 2002*. Opladen, 9–41.
- Nohlen, Dieter, 2000: *Wahlrecht und Parteiensystem*. Opladen.
- Ordeshook, Peter C./Shvetsova, Olga, 1994: Ethnic Heterogeneity, District Magnitude, and the Number of Parties, in: *American Journal of Political Science* 38, 100–123.
- Pappi, Franz Urban, 1973: Parteiensystem und Sozialstruktur in der Bundesrepublik, in: *Politische Vierteljahresschrift* 14, 191–214.

- Pappi, Franz Urban*, 1977: Sozialstruktur, gesellschaftliche Werteorientierungen und Wahlabsicht, in: Politische Vierteljahresschrift 18, 195–229.
- Powell, Bingham G.*, 1982: Contemporary Democracies. Participation, Stability, and Violence. Cambridge.
- Przeworski, Adam/Teune, Henry*, 1970: The Logic of Comparative Social Inquiry. New York.
- Rae, Douglas W.*, 1967: The Political Consequences of Electoral Laws. New Haven.
- Rokkan, Stein*, 1970: Citizens, Elections, Parties. Approaches to the Comparative Study of the Processes of Development. Oslo.
- Rokkan, Stein*, 2000: Staat, Nation und Demokratie. Die Theorie Stein Rokkans aus seinen gesammelten Werken rekonstruiert und eingeleitet von Peter Flora. Frankfurt a. M.
- Roubini, Nouriel/Sachs, Jeffrey*, 1989: Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies, in: European Economic Review 33, 903–933.
- Sartori, Giovanni*, 1976: Parties and Party Systems: A Framework for Analysis. Cambridge.
- Sartori, Giovanni*, 1986: The Influence of Electoral Laws: Faulty Laws or Faulty Methods?, in: *Grofman, Bernard/Lijphart, Arend* (Hrsg.), Electoral Laws and Their Political Consequences. New York, 43–68.
- Shugart, Matthew S./Carey, John M.*, 1992: Presidents and Assemblies. Constitutional Design and Electoral Dynamics. New York.
- Statistisches Bundesamt*, mehrere Jahrgänge: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg*, mehrere Jahrgänge: Statistisches Taschenbuch Baden-Württemberg. Stuttgart.
- Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein*, 1996: Statistisches Taschenbuch Schleswig-Holstein. Kiel.
- Taagepera, Rein/Grofman, Bernard*, 1985: Rethinking Duverger's Law: Predicting the Effective Number of Parties in Plurality and PR-Systems – Parties Minus Issues Equals One, in: European Journal of Political Research 13, 341–352.
- Taagepera, Rein/Shugart, Matthew S.*, 1989: Seats and Votes: The Effects and Determinants of Electoral Systems. New Haven/London.
- Vatter, Adrian*, 1998: Politische Fragmentierung in den Schweizer Kantonen. Folge sozialer Heterogenität oder institutioneller Hürden?, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 50, 666–684.
- Vatter, Adrian*, 2002: Kantonale Demokratien im Vergleich. Entstehungsgründe, Interaktionen und Wirkungen politischer Institutionen in den Schweizer Kantonen. Opladen.
- Vatter, Adrian*, 2003: Legislative Party Fragmentation in Swiss Cantons, in: Party Politics 9, 445–461.
- Wagschal, Uwe*, 1999: Statistik für Politikwissenschaftler. München.
- Ware, Alan*, 1996: Political Parties and Party Systems. Oxford.

Elektronische Ressourcen

- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder*, 2005: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, in: <http://www.statistik-bw.de/Arbeitskreis_VGR/>; 30.06.2005.
- Brinkhoff, Thomas*, 2005: City Population, in: <<http://www.citypopulation.de>>; 30.06.2005.
- Deutsche Bischofskonferenz*, 2005: Katholikenzahlen nach Bundesländern. Persönliche E-Mail vom 24.03.2005, <F.Weich@dbk.de>.
- Evangelische Kirche in Deutschland*, 2005: Anteil evangelischer Kirchenmitglieder in den deutschen Bundesländern. Persönliche E-Mail vom 23.03.2005, <Statistik@ekd.de>.
- Moehl, Matthias*, 2005: Wahlen in Deutschland. Landtagswahlen und Landesregierungen in Deutschland, in: <<http://www.election.de/>>; 30.06.2005.
- Statistisches Landesamt Berlin*, 2005: Anzahl der Protestanten in Berlin. Persönliche E-Mail vom 13.06.2005, <S.Dreger@statistik-berlin.DE>.

- Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen*, 2005: Anzahl der Protestanten in Sachsen. Persönliche E-Mail vom 13.06.2005, <Renate.Recknagel@statistik.sachsen.de>.
- Statistisches Landesamt Mecklenburg-Vorpommern*, 2005: Kirchliche Verhältnisse. Persönliche E-Mail vom 13.06.2005, <AUSKUNFT@statistik-mv.de>.
- Tiemann, Guido*, 2004: Wahlsysteme und Parteiensysteme. Eine kritische Replikation einschlägiger Modelle und Analyseverfahren, in: www.uni-lueneburg.de/zdemo/dvpw/dateien/tiemann.pdf, 09.10.2006.
- Zicht, Wilko*, 2005: Wahlen, Wahlrecht und Wahlsysteme, in: <<http://www.wahlrecht.de/>>; 30.06.2005.