

Fachbereich für Politik- und Verwaltungswissenschaft
Universität Konstanz, November 2004

**Ökonomische, bundespolitische und sozialstrukturelle
Determinanten des Wählerverhaltens bei
Landtagswahlen in der BRD**

Diplomarbeit

Ivar Krumpal
(01/423819)
Bismarcksteig 10
78467 Konstanz

Erstgutachter: Prof. Dr. Adrian Vatter
Zweitgutachter: Prof. Dr. Volker Schneider

Für meine Eltern (Igor und Nina)

Copyright © 2004 by Ivar Krumpal

Diese Arbeit einschließlich aller Tabellen, Abbildungen und Stata-Log-Files (auf der CD) ist urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung außerhalb der Grenzen des Urheberrechtsgesetzes ist ohne Zustimmung des Autors unzulässig.

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	1
2. Forschungsüberblick, theoretische Grundlagen und Hypothesen	2
2.1. Institutionelle Voraussetzungen für den Midterm-Verlust der Bundesregierung bei den Landtagswahlen	2
2.2. Theorie der Nebenwahlen („Second Order Elections“) und Wahlzyklen	6
2.2.1. Untersuchungen der Midterm-Wahlen in den USA	6
2.2.2. Die Wahlen zum Europäischen Parlament	9
2.2.3. Die Landtagswahlen in der BRD	11
2.3. Landtagswahlergebnisse: Spiegelbilder landespolitischer Entwicklungen oder Reflektoren des bundespolitischen Klimas?	13
2.4. Economic Voting	17
2.4.1. Grundlegende Annahmen des Economic Voting	17
2.4.2. Der Economic Voting-Ansatz in der internationalen Literatur	20
2.4.3. Deutsche Aggregatdatenanalysen zum Einfluss des Economic Voting auf den Midterm-Verlust der Bundesregierung	22
2.4.4. Mikroanalytische Analyseansätze zur Untersuchung der Economic Voting-Annahme – Ein kurzer Überblick über wichtige internationale Forschungsarbeiten	23
2.4.5. Der Zusammenhang zwischen den subjektiven ökonomischen Erwartungen der Wähler und dem Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen	25
2.5. Sozialstrukturelle Einflüsse auf das Wahlverhalten bei Landtagswahlen	26
2.6. Zusammenfassung der Hypothesen und Ausblick für das weitere Vorgehen	27
3. Empirische Überprüfung der ersten Hypothese (H1) mit Aggregatdaten	29
3.1. Der relative Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen (Konstruktion der abhängigen Variable)	29
3.2. Der Wahlzyklus in der BRD: Entwicklungsverlauf der relativen Stimmenanteile	31
3.3. Zur Erklärungskraft der Wahlbeteiligungshypothese (H1): Empirische Befunde auf der Makroebene	34
3.4. Zwischenfazit	41

4. Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese (H2) mit Mikrodaten	43
4.1. Datengrundlage	43
4.2. Operationalisierung der theoretischen Konzepte und Beschreibung der Variablen	44
4.3. Die Funktion der Wahlbeteiligung aus der Mikroperspektive – Statistisches Modell und theoretische Erwartungen	46
4.4. Zum Einfluss der Parteiidentifikation auf die Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen (1996-2000) – Zu den Ergebnissen meiner Datenanalyse	51
4.5. Erklärungsversuch für die unterschiedlichen empirischen Befunde	53
4.6. Zu den Effekten meiner sozialpsychologischen bzw. demographischen Kontrollvariablen	55
5. Empirische Überprüfung der dritten Hypothese (H3) mit Mikrodaten	57
5.1. Beeinflusst das jeweilige landespolitische Klima die individuellen Landtagswahlentscheidungen stärker oder dominiert vielmehr der Einfluss der Bundespolitik?	57
5.2. Die Details der Variablengenerierung	57
5.3. Modellentwicklung und Design meiner Forschungsstudie	59
5.4. Sind Wähler in der Lage bei ihren Abstimmungsentscheidungen zwischen Landes- und Bundespartei zu differenzieren? – Zu meinen empirischen Befunden	68
5.5. Mögliche Ursachen für die starke Verflechtung von Bundes- und Landespartei politik im Bewusstsein der ostdeutschen Wähler	69
6. Empirische Überprüfung der vierten Hypothese (H4) mit Mikrodaten	71
6.1. Der Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien als Folge von Economic Voting?	71
6.2. Angaben zur Operationalisierung und Variablenbildung	72
6.3. Bivariate Analyse des Zusammenhangs zwischen der individuellen Landtagswahlabsicht und den subjektiven ökonomischen Erwartungen	74
6.4. Spezifizierung eines multiplen Logit-Modells vor dem Hintergrund meiner vierten Hypothese	78

6.5. Empirische Ergebnisse zur Economic Voting-Annahme	85
7. Fazit	86
7.1. Zusammenfassung der empirischen Befunde	86
7.2. Grenzen meiner Schlussfolgerungen (Stichwort: „Nichterklärte Varianz“)	86
7.3. Vorschlag für ein verbessertes Forschungsdesign	87
8. Literaturverzeichnis	89
9. Anhang	100
9.1. Datenquellen	100
9.2. Beschreibung der beigefügten CD	102
9.3. Überblick aller Bundestags- und Landtagswahlergebnisse im Zeitraum 1976-2002	104
9.4. Email-Korrespondenz mit Experten auf dem Gebiet der empirischen Wahlforschung	111

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1: Konstruktion der abhängigen Variable „Relativer Stimmenanteil“	29
Tabelle 2: Deskriptive Kennwerte zur Verteilung der abhängigen Variable	31
Tabelle 3: Empirischer Test der ersten Hypothese (Methode: multiple OLS-Regressionen)	37
Tabelle 4: Überprüfung auf Multikollinearität (VIF-Werte)	39
Tabelle 5: Reduzierte Modelle für Ostdeutschland (Methode: multiple OLS-Regressionen)	40
Tabelle 6: Übersicht der analysierten Landtagswahlstudien	44
Tabelle 7: Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese in Westdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)	48
Tabelle 8: Fortsetzung der Überprüfung der zweiten Hypothese in Westdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)	49
Tabelle 9: Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese in Ostdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)	50
Tabelle 10: Wahlbeteiligung bei den untersuchten ostdeutschen Landtagswahlen	54
Tabelle 11: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	62
Tabelle 12: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	63
Tabelle 13: Fortsetzung der Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	64
Tabelle 14: Fortsetzung der Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	65
Tabelle 15: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den neuen Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	66
Tabelle 16: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den neuen Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	67
Tabelle 17: Übersicht der analysierten Forsa-Bus Befragungen	71
Tabelle 18: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1995 (Methode: Kontingenzanalyse)	75
Tabelle 19: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1996 (Methode: Kontingenzanalyse)	75
Tabelle 20: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1997 (Methode: Kontingenzanalyse)	75

Tabelle 21: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen LTWBR _(i) und OEKONOME _(i) für den Forsa-Bus 1998 (Methode: Kontingenzanalyse)	76
Tabelle 22: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen LTWBR _(i) und OEKONOME _(i) für den Forsa-Bus 1999 (Methode: Kontingenzanalyse)	76
Tabelle 23: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen LTWBR _(i) und OEKONOME _(i) für den Forsa-Bus 2000 (Methode: Kontingenzanalyse)	76
Tabelle 24: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen LTWBR _(i) und OEKONOME _(i) für den Forsa-Bus 2001 (Methode: Kontingenzanalyse)	77
Tabelle 25: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen LTWBR _(i) und OEKONOME _(i) für den Forsa-Bus 2002 (Methode: Kontingenzanalyse)	77
Tabelle 26: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Westdeutschland: 1995-1998 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	81
Tabelle 27: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Ostdeutschland: 1995-1998 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	82
Tabelle 28: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Westdeutschland: 1999-2002 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	83
Tabelle 29: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Ostdeutschland: 1999-2002 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)	84
Tabelle 30: Ergebnisüberblick	86
Tabelle 31: Bundestagswahlen in Deutschland (1976-2002)	104
Tabelle 32: Wahlergebnisse in Baden-Württemberg	105
Tabelle 33: Wahlergebnisse in Bayern	105
Tabelle 34: Wahlergebnisse in Brandenburg	106
Tabelle 35: Wahlergebnisse in Hessen	106
Tabelle 36: Wahlergebnisse in Mecklenburg-Vorpommern	106
Tabelle 37: Wahlergebnisse in Niedersachsen	107
Tabelle 38: Wahlergebnisse in Nordrhein-Westfalen	107
Tabelle 39: Wahlergebnisse in Saarland	108
Tabelle 40: Wahlergebnisse in Sachsen	108
Tabelle 41: Wahlergebnisse in Sachsen-Anhalt	108
Tabelle 42: Wahlergebnisse in Schleswig-Holstein	109
Tabelle 43: Wahlergebnisse in Thüringen	109
Tabelle 44: Wahlergebnisse in Rheinland-Pfalz	110
Tabelle 45: Wahlergebnisse in Hamburg	110
Tabelle 46: Wahlergebnisse in Bremen	111
Tabelle 47: Wahlergebnisse in Berlin	111

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1: Mikrofundierte Economic-Voting-Erklärung (Boudon-Coleman-Schema)	18
Abbildung 2: Die relativen Stimmenanteile im standardisierten Zeitverlauf einer Legislaturperiode (Methode: LOWESS)	33
Abbildung 3: Bivariater Zusammenhang zwischen den relativen Stimmenanteilen und der Höhe der Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen (Methode: LOWESS)	34
Abbildung 4: Bivariater Zusammenhang zwischen den relativen Stimmenanteilen und der Wahlbeteiligungsdifferenz bei den Landtagswahlen (Methode: LOWESS)	35

1. Einleitung

In meiner Arbeit möchte ich den Einfluss von ökonomischen und bundespolitischen Faktoren (unter Kontrolle von ausgewählten sozialstrukturellen Indikatoren) auf das Wählerverhalten bei Landtagswahlen untersuchen. Im Mittelpunkt des Interesses steht die Frage, welche Wähler für den „Midterm-Verlust“ der im Bund regierenden Parteien bei Landtagswahlen verantwortlich sind. Der Theorie folgend „sanktionieren“ unzufriedene Regierungswähler ihre Parteien bei Landtagswahlen durch Nichtwahl oder gar durch Wahl einer Partei aus dem Lager der Bundesopposition, was regelmäßig zu hohen Stimmenverlusten der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen führt.¹ Oft können die Bundesoppositionsparteien in Berlin bei Landtagswahlen ihre Wähler besser mobilisieren und somit im allgemeinen von der zumeist geringeren Wahlbeteiligung profitieren. Letztlich führt diese Schwäche der Parteien der Bundesregierung bei Landtagswahlen dazu, dass die Bundesregierung einer Oppositionsmehrheit im Bundesrat gegenübersteht, welche in der Lage ist, zustimmungspflichtige Gesetze zu blockieren.²

Es geht in der vorliegenden Diplomarbeit insbesondere um die Analyse des individuellen Wahlverhaltens³, welches dem schlechten Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen zugrunde liegt. Dazu möchte ich wie folgt vorgehen: Nach einer kurzen Beschreibung der institutionellen Rahmenbedingungen, werde ich im theoretischen Teil meiner Arbeit zunächst die für mein Thema relevante, internationale und deutsche Forschungsliteratur zusammenfassen und diskutieren. In diesem Zusammenhang werde ich mehrere alternative Erklärungsansätze zum Phänomen „Midterm-Verlust“ herausarbeiten und daraus dann konkrete, empirisch überprüfbare Hypothesen ableiten. Mein Hauptinteresse gilt dabei den individuellen Handlungsmotiven der Wähler, der Schwerpunkt meiner analytischen Perspektive liegt somit vor allem auf der Individualebene. Da Individuen jedoch niemals kontextfrei agieren, werde ich bei meinen Überlegungen immer auch bestrebt sein, die übergeordneten Makrostrukturen angemessen zu berücksichtigen. Im zweiten Teil meiner Arbeit erfolgt dann die empirische Überprüfung der im theoretischen Teil formulierten

¹ „Landtagswahlen haben (...) immer mehr den Charakter von „Zwischen- beziehungsweise Testwahlen“ angenommen und fungieren als Stimmungsbarometer für die Bundespolitik.“ (Decker/Blumenthal 2002: 145).

² In einer der aktuelleren Ausgaben (Heft 44/2004) des Nachrichtenmagazins „DER SPIEGEL“ wird dieser Zustand der Reformunfähigkeit folgendermaßen kommentiert: „Die heillose Verquickung von Bund- und Länderzuständigkeiten hat die Bundesrepublik an den Rand der Unregierbarkeit gedrückt. Bei über 50 Prozent aller in Berlin verabschiedeten Gesetze muss der Bundesrat zustimmen – und die Landesregierungen nutzen die Möglichkeit immer unverblümt, was ihnen missfällt, zu blockieren.“ (Beste et al. 2004: 44).

³ Meine Arbeit leistet einen Beitrag zur empirisch-quantitativen Wahlforschung. Die zentrale Analyseeinheit ist das Individuum.

Hypothesen. Zu diesem Zweck werde ich verschiedene Regressionsmodelle schätzen und statistische Tests durchführen.⁴ Die analysierte Datenbasis besteht sowohl aus Aggregatdaten (amtliche Wahlstatistiken) als auch aus individuellen Umfragedaten⁵, wobei der Schwerpunkt meiner Arbeit eindeutig in einer Mikroanalyse mit Individualdaten zu sehen ist. Anschließend werde ich versuchen, die ermittelten Ergebnisse zu begründen und die Grenzen meiner Schlussfolgerungen aufzuzeigen.

2. Forschungsüberblick, theoretische Grundlagen und Hypothesen

2.1. Institutionelle Voraussetzungen für den Midterm-Verlust der Bundesregierung bei den Landtagswahlen

Bevor die konkreten individuellen Wirkungsmechanismen analysiert werden können, welche den hohen Stimmenverlusten der Parteien der Bundesregierung bei den Landtagswahlen zugrunde liegen, müssen zunächst die institutionellen Rahmenbedingungen, in welchem sich individuelles Wahlverhalten abspielt, identifiziert werden. Das bundesdeutsche politische System wird häufig als eine Verhandlungsdemokratie typologisiert, der staatliche Aufbau der BRD stellt nach § 20 GG einen demokratischen und sozialen Bundesstaat dar. Das primäre Konstruktionsziel dieses „bundesstaatlichen Verhandlungssystems“ (Lehmbruch 2000: 27) war es, das Prinzip der Mehrheitsherrschaft einzuschränken. Stattdessen sollte bei der politischen Willensbildung eine möglichst große Bandbreite an verschiedenen gesellschaftlichen Interessengruppen integriert werden. Die historischen Wurzeln des deutschen Verhandlungsmodells lassen sich bis in das Jahr 1648 zurückverfolgen (vgl. Lehmbruch 1996):

Im sogenannten „Westfälischen Frieden“ wurde, als Reaktion des Staates auf die tiefgreifenden, gesellschaftlichen Zerwürfnisse zwischen den drei großen Religionsgruppen (Katholiken, Reformierte, Lutheraner), die korporative Gleichberechtigung der Konfessionen konstituiert. Diese korporatistische Privilegierung der drei großen Konfessionen (Repräsentationsmonopol), und der damit verbundene institutionalisierte Einigungszwang der

⁴ Als Datenanalyseprogramm habe ich Stata 6.0 verwendet. Alle Details meiner statistischen Berechnungen sind auf der beigelegten CD im Anhang dokumentiert. Ebenfalls auf der CD, befindet sich eine genaue Beschreibung aller verwendeten Datensätze.

⁵ Der komplette Forsa-Bus der Jahre 1995-2002 sowie alle Landtagswahlstudien der „Forschungsgruppe Wahlen“ aus den Jahren 1996-2000.

religiösen Konfliktparteien, wurde zur Voraussetzung für die Herausbildung eines Verhandlungssystems. Nach Lehbruch weist dieses historische Modell darauf hin, „dass Verhandlungsdemokratie insbesondere dem Umgang mit solchen gesellschaftlichen Konflikten dient, bei denen Mehrheitsverfahren, also auch die Mechanismen der Konkurrenzdemokratie, keine befriedende Wirkung erzielen können.“ (Lehbruch 2000: 25). Allgemein steht aus einer entwicklungsgeschichtlich-historischen Perspektive die Tradition von Verhandlungsdemokratien in den Ländern Westmitteleuropas (Deutschland, Schweiz, Österreich, Niederlande und Belgien) in einem scharfen Gegensatz zum britischen Westminstermodell mit seiner Betonung des Mehrheitsprinzips.

Weitere wichtige Kennzeichen des deutschen Regierungssystems stellen das Prinzip der Gewaltenteilung und der Föderalismus dar. Hiermit soll eine Machtkonzentration verhindert und die jeweiligen Konfliktparteien an den Verhandlungstisch gezwungen werden. Ausdruck des Föderalismus ist eine starke zweite Kammer (der Bundesrat), durch welche sich nach den §§ 50-53 GG die Länder am Prozess der Gesetzgebung beteiligen können. Die Länderkammer ist mit beachtlicher Vetomacht ausgestattet, denn über 60 % aller Bundesgesetze hängen von ihrer Zustimmung ab (vgl. Hough/Jeffrey 2003: 80). Während also in unikameralen parlamentarischen Systemen eine einfache Mehrheit im Parlament zur Verabschiedung einer Gesetzesvorlage ausreicht, müssen im deutschen bikameralen System Regierungsvorlagen die Abstimmungshindernisse sowohl im Bundestag, als auch im Bundesrat meistern. Bei wichtigen Reformvorhaben und den hierzu benötigten Gesetzesvorlagen findet sich die Bundesregierung nicht selten in zermürbenden Aushandlungsprozessen mit der Opposition im Bundesrat wieder. Besonders kritisch wird es vor allem dann, wenn es den Oppositionsparteien gelingt eine Mehrheit in der Länderkammer zu gewinnen. Dann nämlich kommen die zentralen Konfliktlinien, welche der politischen Willensbildung im Bundesrat zugrunde liegen, besonders deutlich hervor.

Laut Scharpfs Politikverflechtungsansatz verlaufen diese entlang eines föderalen Bundes-versus-Länder-Gegensatzes. Weil die Mitwirkung der Landesregierungen an der politischen Willensbildung des Bundes institutionell in der Verfassung verankert ist, ergibt sich eine Abhängigkeit der Entscheidungen der höheren Ebene (also dem Bund), von der Zustimmung von Regierungen der unteren Entscheidungsebene (also den Ländern). Die jeweiligen Landesregierungen würden aber laut Scharpf immer auch ihre institutionellen Eigeninteressen „an der Erhaltung und Erweiterung ihres Bestandes an Ressourcen und Kompetenzen vertreten.“ (Scharpf 1985: 334f.). Damit haben die Länder einen Anreiz, grundlegende

Reformbestrebungen der Bundesregierung zu blockieren und lediglich inkrementale Anpassungen zuzulassen. Im Lichte dieser Analyse erscheint das föderale System der BRD als ein Innovationshemmer.

Einen anderen Blickwinkel auf die zentralen Konfliktlinien in der Länderkammer liefert hingegen Lehnbruchs Parteienregierungsansatz (vgl. Lehnbruch 2000). Diesem folgend würden unvereinbare Interessen entlang einer parteientorientierten Links-versus-Rechts-Konstellation verlaufen. Wichtig in diesem Zusammenhang ist die parteipolitische Zusammensetzung des Bundesrats, welche von den Wahlergebnissen in den Bundesländer abhängt. Während bei gleichen Mehrheiten in beiden Kammern die Bundesregierung in der Regel keine Probleme hat, ihre politischen Vorstellungen im Gesetzgebungsprozess durchzusetzen, muss sie bei entgegengesetzten Mehrheitsverhältnissen in den beiden Kammern eine Blockadepolitik der Opposition bei der Gesetzgebung befürchten. Diese kann dann nämlich Oppositionspolitik durch die Hintertür des Bundesrats betreiben und somit an der Regierungsarbeit teilnehmen oder ihre Zustimmung verweigern. Die Folgen sind zermürende Verhandlungen im Vermittlungsausschuss, hohe Entscheidungsfindungskosten und eine Vermeidung notwendiger Strukturereformen zugunsten von Kompromisslösungen.

Die Institution des Bundesrates ist in den vergangenen Jahren zunehmend in die Kritik geraten. So schreibt etwa Sturm (2002: 166): „Noch in den siebziger Jahren galt er aus konkordanzdemokratischer Sicht als wesentliches und durchaus effizientes Element eines Bund-Länder-Verhandlungssystems (...), während im Gegensatz dazu in den neunziger Jahren in der politischen Diskussion Stimmen laut wurden, die das „Verhandeln“ als Gegenpol zu effizienterem Regieren und wahrgenommener Regierungsverantwortung nach dem Vorbild etwa des britischen konkurrenzdemokratischen Regierungssystem sahen.“ Vor allem im Zeitalter der Globalisierung gewinnt im Rahmen der Föderalismusdebatte⁶ die Kontroverse über das Pro und Kontra einer zweiten Parlamentskammer zunehmend an aktueller Brisanz. Neben den bekannten Vorwürfen, wonach bikamerale Systeme aufgrund der vielen Vetopunkte⁷ viel zu langsam auf die sich immer schneller wandelnden ökonomischen und sozialen Verhältnisse einer global-netzten Gesellschaft reagieren würden, wird in letzter

⁶ Einen guten Überblick zum aktuellen Stand der Diskussion über die Reformoptionen des bundesdeutschen Föderalismus, findet man in der aktuellen Ausgabe (Heft 3/2004) der Zeitschrift für Parlamentsfragen (vgl. hierzu beispielsweise die beiden Artikel von Frank Decker bzw. Uwe Jun).

⁷ Hier liefert vor allem die Vetospielertheorie (vgl. Tsebelis 1995; Krehbiel 1996) und deren Anwendung auf das deutsche Regierungssystem interessante Erkenntnisse (vgl. König/Bräuninger 1997; König 1997).

Zeit zunehmend auch ein Legitimationsproblems thematisiert, nämlich die Tendenz einer „Brechung des in der ersten Kammer repräsentierten Volkswillens“ (Vatter 2002: 126).

Während die Mitglieder des Bundestags über ein gemischtes System der Verhältniswahl⁸ in freien Wahlen vom Volk gewählt werden, besteht der Bundesrat aus Vertretern der jeweiligen Landesregierungen welche den Kabinettsanweisungen unterliegen (imperatives Mandat) und für ein Bundesland einheitlich abzustimmen haben. Die Landesregierungen werden wiederum durch die Landtagswahlen legitimiert. Von deren Ergebnis hängt somit letztendlich auch die parteiliche Komposition des Bundesrates ab. Der zentrale Wirkungsmechanismus bei der Erklärung des Verlustes der Bundesratsmehrheit an die Opposition muss zwangsläufig das Wählerverhalten bei den Landtagswahlen in den Blickpunkt der Analyse rücken.

Unterschiedliche Parteienmehrheiten im Bundestag und Bundesrat gab es in der Geschichte der BRD insgesamt drei Mal: In den 1970er Jahren verlor die sozialliberale Regierungskoalition ihre Bundesratsmehrheit an die Bundesopposition. Anfang der 1990er Jahre verlor dann die Regierung unter Helmut Kohl ihre Vormachtstellung in der Länderkammer. Schließlich büßte auch die amtierende rot-grüne Bundesregierung unter Gerhard Schröder bereits nach vier Monaten ihres deutlichen Wahlsiegs bei den Bundestagswahlen am 27. September 1998 ihre Mehrheit im Bundesrat ein. Entscheidend war hierfür die Landtagswahl am 7. Februar in Hessen, welche überraschenderweise an die CDU verloren ging. Die Wähler neigen also dazu ihre Parteipräferenz bei den Landtagwahlen zugunsten der Parteien der Bundesopposition zu wechseln. Analog zu den Midterm-Wahlen in den USA bzw. den Nachwahlen in Großbritannien, werden die Landtagwahlen oft als ein Ventil benutzt, um die regierenden Parteien im Bund zu bestrafen.

Erstaunlicherweise gibt es nur relativ wenige generalisierende Untersuchungen über das Mehrebenenwahlverhalten in Deutschland. „What has been largely missing in the post-unity era have been systematic analyses of how federal and Länder elections – whose results after all are the cause of any conflicting majorities – relate to and impact on one another.“ (Jeffery/Hough 1999: 74f.). Warum ändern einige Wähler bei den Landtagswahlen ihre Meinung und votieren, anders als bei den Bundestagswahlen, gegen die Parteien der Bundesregierung? Diese Fragen sind im Lichte der vorhergehenden Überlegungen deswegen interessant, weil das Abstimmungsverhalten der Wähler bei den Landtagswahlen wichtige Implikationen für die Zusammensetzung des Bundesrates hat. Kommt es also nach einem Regierungswechsel in

⁸ Rudzio spricht in diesem Zusammenhang von einem „personalisierten Verhältniswahlrecht.“ (Rudzio 2003: 197).

Berlin zu einem entgegengesetzten Wechsel der Mehrheitsverhältnisse im Bundesrat, sind die Gründe dafür vor allem beim sanktionierenden Wahlverhalten im Zuge der Landtagswahlen zu suchen. Die vorliegende Arbeit unternimmt also den Versuch, eine mikrofundierte Erklärung des Phänomens „Midterm-Verlust der Bundesregierung bei Landtagwahlen“ zu leisten.

2.2. Theorie der Nebenwahlen („Second-Order Elections“) und Wahlzyklen

Im folgenden soll ein analytischer Rahmen vorgestellt werden, mit dessen Hilfe anschließend das deutsche Mehrebenewahlverhalten untersucht wird. Dabei wird auf bereits existierende theoretische Ansätze Bezug genommen, diese werden zu einer integrierten Sichtweise verknüpft. Nach einer Diskussion der verschiedenen Erklärungsmuster werden Hypothesen abgeleitet, die im zweiten Teil der Arbeit empirisch überprüft werden.

2.2.1. Untersuchungen der Midterm-Wahlen in den USA

Zyklisches Wahlverhalten wurde anfänglich überwiegend in der US-amerikanischen Literatur thematisiert. Das zentrale Interesse lag hier bei Erklärung der teilweise erheblichen Wahlniederlagen der Partei des jeweils amtierenden US-Präsidenten bei den Midterm-Kongresswahlen. Im Rahmen von Kongresswahlen wird die eine Hälfte der Repräsentanten zeitgleich mit dem Präsidenten gewählt (die sogenannten „On-year-elections“), die andere Hälfte der Abgeordneten dagegen wird in der Mitte der Legislaturperiode des Präsidenten gewählt (die sogenannte „Midterm-election“). Die Arbeiten von Tufte (1975) und Stimson (1976) gehörten zu den ersten, die sich systematisch mit den US-amerikanischen Wahlzyklen befassten. So untersuchte Tufte (1975) anhand einer quantitativen Studie die Auswirkungen von Umfrageergebnissen zur Popularität des Präsidenten und ökonomischen Makroindikatoren auf das Ausmaß des Stimmenverlustes der Präsidentenpartei bei den Midterm-Kongresswahlen. Abschließend zog er die Schlussfolgerung, dass es sich bei den Midterm-Wahlen um ein Referendum über den Präsidenten und die Performanz seiner Wirtschaftspolitik handle: „Although the in-party’s share of the nationwide congressional vote almost invariably declines in the midterm compared to the previous on-year election, the magnitude of that loss is substantially smaller if the President has a high level of popular approval, or if the economy is performing well, or both.” (Tufte 1975: 824). Zu etwas anderen empirischen Befunden hingegen kommt Erikson (1988). Während seine Ergebnisse die

Referendumstheorie von Tufte (1975) in Frage stellen⁹, wird eine alternative Erklärung in den Blickpunkt gerückt, nämlich die sogenannte „Presidential Penalty“ (Erikson 1988: 1017). Danach bestrafe die Wählerschaft die Partei des Präsidenten ungeachtet ihrer bisherigen Leistungen und Erfolge in der Regierungspolitik (vgl. Erikson 1988:1013). Dieser Automatismus geschehe allein aufgrund der Tatsache überhaupt an der Macht zu sein. Die Gründe hierfür scheinen vielfältig. Eine plausible Erklärung wäre eine starke Desillusionierung der Anhängerschaft des Präsidenten nach einem berauschenden Wahlkampf mit vielen Versprechungen in der ersten Hälfte der Legislaturperiode. Ist die Euphorie erst einmal abgeklungen, stellt der ernüchterte Wähler fest, dass viele Wahlversprechen nicht bzw. nur in einer modifizierten Form erfüllt werden. Auch werden besonders häufig zu Anfang einer Legislaturperiode schmerzhaft Reformen implementiert, in der Hoffnung, dass die erwünschten Effekte rechtzeitig vor den nächsten Präsidentschaftswahlen eintreten. Als Folge davon sinkt nach einer kurzen Nachwahleuphorie die Popularität des Präsidenten, was dann beim beobachteten Midterm-Verlust regelmäßig zum Ausdruck kommt (vgl. Stimson 1976).

Weitere Erklärungsansätze wären einerseits das bereits oben skizzierte „Protestwahlverhalten“, sowie andererseits die Annahme von Balancierungsbestrebungen rationaler Wähler, welche an moderaten Politikergebnissen interessiert sind, und durch ihr Abstimmungsverhalten eine ideologische Gegenmacht im Kongress schaffen wollen, indem sie bei den Midterm-Wahlen gegen die Partei des Präsidenten stimmen.¹⁰ Die „Moderationstheorie“ wurde insbesondere von Alesina/Rosenthal (1995) im Hinblick auf das US-amerikanische Regierungssystem entwickelt. Ihr Ansatz modelliert das Wahlverhalten von rationalen Individuen und versucht die Wechselentscheidung der Wähler bei den Midterm-Wahlen analytisch zu durchdringen. Im Kern würde dabei das balancierende Wahlverhalten eines Teiles der Wählerschaft, diesen bezeichnen die Autoren als „moderaten

⁹ „The evidence is mixed. (...) With presidential popularity usually down but the economy usually looking up at midterm, a referendum explanation is a questionable way to account for midterm loss.” (Erikson 1988:1017). Die Konjunkturzyklen der amerikanischen Wirtschaft und die Popularitätszyklen des amerikanischen Präsidenten scheinen also nicht synchron zu verlaufen.

¹⁰ Eine abschließende Antwort konnte auch Erikson hier nicht geben, denn seine Analysen mit Aggregatdaten erlauben keine Schlussfolgerungen auf das Verhalten von Akteuren auf der Individualebene. Hier liegt also die Gefahr eines ökologischen Fehlschlusses vor: „The aggregate evidence regarding midterm elections cannot distinguish among these important nuances in the interpretation of the presidential penalty.” (Erikson 1988: 1027). Von einem „ökologischen Fehlschluss“ spricht man dann, wenn fälschlicherweise von Korrelationen auf der Aggregatebene auf Zusammenhänge der individuellen Ebene geschlossen wird. Das Problem hierbei ist, dass wenn keine Informationen über Individuen vorliegen, unterschiedliche Erklärungen über individuelles Verhalten mit ein und dem selben Zusammenhang auf der Aggregatebene vereinbar sein können; vgl. hierzu King et al. (1994: 30) und Schnell et al. (1999: 239). Es lässt sich also letztlich nicht genau sagen, was auf der Individualebene vor sich geht.

Wähler“, die Hauptursache für den Stimmenverlust der Partei des Präsidenten bei den Midterm-Kongresswahlen darstellen. Der zentrale Wirkungsmechanismus ihrer Theorie postuliert in diesem Zusammenhang eine sogenannte „bedingte Entscheidung“ bei den Midterm-Wahlen. Danach besteht beim wählenden Individuum laut Alesina/Rosenthal (1995) zum Zeitpunkt der On-year-Kongresswahlen eine Unsicherheit hinsichtlich des Ergebnisses der Präsidentschaftswahlen, diese finden ja zeitgleich zu den On-year-Wahlen statt, während bei den Midterm-Wahlen die Identität des Präsidenten bekannt ist, die Unsicherheit in der Wahlsituation also wegfällt: „The difference between the on-years, in which legislative elections are held under uncertainty about the identity of the president, and midterms, in which the uncertainty is removed, is the key to the midterm cycle.“ (Alesina/Rosenthal 1995: 83).

Der Midterm-Verlust werde also von ideologisch moderaten Wählern generiert, welche durch ihr balancierendes Abstimmungsverhalten die beiden ideologisch polarisierten Parteien, die Republikaner einerseits sowie die Demokraten andererseits, an den Verhandlungstisch zwingen wollen.¹¹ Gleichzeitig ist aber dieser Wählertyp nicht bereit, seine Stimme vor dem Hintergrund einer Unsicherheitssituation zu „splitten“, wenn er also zum Zeitpunkt der On-year-Kongresswahlen noch nicht weiß, wer die zeitgleich stattfindende Präsidentschaftswahl gewinnen wird. Bei den On-year-Wahlen gibt der moderate Wähler zur Sicherheit also lieber der Partei seine Stimme, welcher er ideologisch näher steht, nur für den Fall, dass sein Wunschkandidat die Präsidentschaftswahl überraschenderweise verlieren sollte. Hier ist der Theorie nach ein Stimmensplitting also eher unwahrscheinlich. Dagegen sind im Rahmen von Midterm-Kongresswahlen, bei denen nun auf Seiten der Wähler Klarheit über die Identität des Präsidenten im Amt besteht, die sogenannten „Middle-of-the-road“-Wähler eher bereit gegen die Partei welche das Weiße Haus hält zu stimmen. Rechtzeitig vor der nächsten Präsidentschaftswahl kehren sie dann wieder zu „ihrer“ Partei zurück (vgl. Alesina/Rosenthal 1995: 84). Die beobachteten Wahlzyklen werden also als Folge strategischer Entscheidungen rationaler Wähler modelliert. Eine theoretische Weiterentwicklung des Moderationsansatzes findet man bei Klumpp (2002).

¹¹ „When Republican presidents are forced to bargain with Democratic Congress, they must accept more liberal policies than they would under unified government; analogously, democratic presidents find it necessary to sign more conservative legislation under divided government than they would otherwise prefer.“ (Scheve/Tomz 1999: 508f.). Der moderate Wähler hofft also insgesamt so auf moderatere Politikergebnisse, welche seinen Präferenzen eher entsprechen.

Empirische Untersuchungen zur Moderationshypothese auf der Makroebene wurden für die BRD von Lohmann et al. (1997) sowie Gaines/Crombez (2004) bereits durchgeführt. Auch einen rigorosen empirischen Test mit Paneldaten auf der Individualebene hat die Moderationstheorie bereits überstanden (vgl. Scheve/Tomz 1999).¹² Zu kritisieren wäre der Moderationsansatz deswegen, weil er weitere wichtige Bestimmungsfaktoren des Wahlverhaltens nicht berücksichtigt. Hier wären vor allem die ökonomische Situation eines Landes, personelle Einflüsse von Spitzenpolitikern, Issues, unerwartete Ereignisse (z.B. die Flutkatastrophe) und regionale Besonderheiten zu nennen. Auch die Wirkung von Wahlkämpfen in den Medien, sowie Effekte von langfristigen sozialstrukturellen Determinanten des Wahlverhaltens werden in diesem Ansatz bei der Analyse ausgeblendet.

Schließlich finden sich in der internationalen Literatur weitere empirische Studien, welche das Phänomen der Wahlzyklen und die dahinterstehende Logik des Mehrebenenwahlverhaltens untersuchen. So erweitert Shugart (1995) in seinen Analysen der US-amerikanischen Wahlzyklen seinen Blickwinkel, indem er auch andere, überwiegend lateinamerikanische Länder mit präsidentiellen Regierungssystemen in seine vergleichende Studie mit einbezieht.¹³ Den Zusammenhang zwischen Landtagswahlen und Bundestagswahlen in Österreich untersuchen Abedi/Amir (1999). Eine interessante empirische Untersuchung zur Mehrebenenlogik des Wählerverhaltens im bikameralen politischen System Australiens lässt sich bei Bean (2003) finden.

2.2.2. Die Wahlen zum Europäischen Parlament

Ähnliche Analyseansätze wurden auch im Anschluss an die ersten direkten Wahlen zum Europäischen Parlament 1979 entwickelt. Als grundlegenden konzeptuellen Rahmen für die Erklärung von Wahlverhalten im europäischen Kontext, entwickelten die beiden Wissenschaftler Karlheinz Reif und Hermann Schmitt eine allgemeine Theorie der „Nebenwahlen“ (vgl. Reif/Schmitt 1980). Dabei wird eine wichtige Unterscheidung zwischen zwei verschiedenen Typen von Wahlen eingeführt:

¹² Diese Analyse bezieht sich allerdings nur auf das US-amerikanische Wahlverhalten. Scheve/Tomz (1999) fanden heraus, dass vorwiegend vom Ausgang der Präsidentschaftswahl überraschte, moderate Wähler eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen bei den Midterm-Kongresswahlen gegen die Partei des Präsidenten zu stimmen. Entsprechende Wahrscheinlichkeiten wurden mit Hilfe logistischer Regressionen geschätzt.

¹³ “Legislative elections that are concurrent with presidential elections (...) are more likely than those that are nonconcurrent to produce unified government. Nonconcurrent elections, other than those held early in the president’s term, are more likely to produce divided government.” (Shugart 1995: 337). Der Terminus “concurrent” meint hier, dass beide Wahlen am gleichen Tag stattfinden (vgl. Shugart 1995: 328).

- Als „Hauptwahlen“ werden Wahlen eingestuft, bei denen über die Machtverhältnisse auf nationaler Ebene abgestimmt wird.¹⁴ Bei parlamentarischen Regierungssystemen wie etwa Deutschland oder Großbritannien fallen unter diese Kategorie die Wahlen zum nationalen Parlament, bei präsidentiellen Systemen wie den USA bezieht sich dieser Terminus auf die Präsidentschaftswahlen. Die Autoren bezeichnen diese Kategorie von Wahlen als erstrangig („first-order elections“), denn hier wird entschieden wer zukünftig im Land das Sagen hat (vgl. Reif/Schmitt 1980: 8f.).
- „Nebenwahlen“ werden im Gegensatz dazu in der subjektiven Wahrnehmung der Wähler als weniger wichtig eingeschätzt. Sie werden als zweitrangig („second-order elections“) bezeichnet. Neben den Wahlen zum Europäischen Parlament fallen in diese Kategorie alle subnationalen Wahlen (Kommunalwahlen, Regionalwahlen, Landtagswahlen). Im Falle von präsidentiellen Regierungssystemen gehören hierzu auch die Wahlen von Repräsentanten der legislativen Staatsorgane (vgl. Reif/Schmitt 1980; Reif 1984; Reif 1997; Norris 1997).

Der zentrale Aspekt von Nebenwahlen ist nun, dass weniger auf dem Spiel steht („less is at stake“). Dies hat für Wahlen, welche in einer Nebenarena des jeweiligen politischen Systems stattfinden, folgende wichtige Implikationen (vgl. Reif/Schmitt 1980: 9f.):

- Bei zweitrangigen Wahlen ist regelmäßig eine niedrigere Wahlbeteiligung zu beobachten, als bei Nationalwahlen. Dies ist Ausdruck einer von den Wählern als geringer beigemessenen Relevanz dieses Wahltypus.
- Die Bürger experimentieren eher mit kleinen oder neuen Parteien. Während es bei Hauptwahlen um die Besetzung der wichtigsten Spitzenpositionen im politischen System geht, stehen bei Nebenwahlen weniger wichtige Ämter zur Disposition. Bei Wahlen zum nationalen Parlament möchten viele Wähler ihre Stimme nicht „verschwenden“ und entscheiden sich bei ihrer Stimmabgabe für eine der großen etablierten Parteien. Bei Nebenwahlen dagegen neigen die Bürger eher dazu eine kleine Partei zu wählen, von der sie sich unter Umständen besser vertreten fühlen.
- Der höhere Anteil an ungültigen Stimmzetteln wird häufig als allgemeine Unzufriedenheit mit den Leistungen der Parteien und Spitzenpolitiker in der Hauptarena interpretiert.

¹⁴ Diese wird im Folgenden auch als „Hauptarena“ bezeichnet (vgl. Reif 1984: 344). Wahlen, welche sich auf andere Ebenen als die nationale beziehen, werden unter dem Begriff „Nebenwahlen“ subsumiert.

- Die Parteien, welche auf nationaler Ebene die Regierung bilden schneiden bei Nebenwahlen in der Regel schlecht ab, die Oppositionsparteien können dagegen häufig Stimmengewinne für sich verbuchen. Die Gründe hierfür könnten in einem Sanktionswahlverhalten, welches sich gegen die Regierung der Hauptarena richtet, liegen.

2.2.3. Die Landtagswahlen in der BRD

Wendet man diese Logik auf die BRD an, dann lässt sich die folgende These aufstellen: Das Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei Landtagswahlen hängt entscheidend von der zum jeweiligen Zeitpunkt aktuellen bundespolitischen Situation ab. Oder allgemeiner formuliert: „Die Ergebnisse von Nebenwahlen entsprechen dem typischen Muster der Zustimmungskurve in der Bevölkerung für die Regierung und die sie tragenden Parteien in der Hauptarena im Verlauf des Hauptwahlzyklus.“ (Reif 1984: 344). Da in der Regel die Popularitätswerte der Bundesregierung im Laufe ihrer Legislaturperiode stark absinken, lässt sich auch ein entsprechend hoher Stimmenverlust bei den Landtagswahlen erwarten. Hinweise, welche einen Zusammenhang zwischen der Popularitätsfunktion der Bundesregierungsparteien und deren Stimmenentwicklung bei Landtagswahlen vermuten lassen, konnte Burkhart (2004) in ihrer empirischen Untersuchung mit Aggregatdaten zum bundesdeutschen Wahlzyklus finden. Sie kommt zu dem Schluss, dass das Ausmaß des relativen Stimmenverlustes¹⁵ der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen von der Höhe ihres Popularitätsverlustes seit Amtsantritt abhängt (vgl. Burkhart 2004: 26).

Weitere empirische Studien mit Aggregatdaten zur Theorie der Nebenwahlen haben Marsh (1998) und Ferrara/Weishaupt (2004) durchgeführt. Die zentrale Frage jedoch, nämlich welche Wähler nun tatsächlich für die hohen Stimmenverluste der in der Hauptarena amtierenden Regierungsparteien verantwortlich sind, mussten diese Untersuchungen letztlich offen lassen. So resümieren Ferrara/Weishaupt (2004: 301) in ihrem Fazit: „Clearly, the inferences that can be made about individual voting decisions from aggregate data are quite limited.“ Hier liegt also die Gefahr eines ökologischen Fehlschlusses vor.

Dinkel (1977: 353ff.) und Reif/Schmitt (1980:10) schlagen in diesem Zusammenhang zwei alternative Erklärungen vor, welche versuchen die Ursachen der Stimmenverluste der

¹⁵ Der Bezugspunkt ist hier der Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien bei der jeweils vorangegangenen Bundestagswahl.

Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen als Folge von individuellen Handlungen zu begründen:

- Erklärung 1 („Wechselwählerannahme“): Der Midterm-Verlust der Bundesregierung geht überwiegend auf Wechselwähler zurück, welche bei den Bundestagswahlen für die Regierungsparteien stimmen, dazwischen jedoch ihre Stimme der Opposition geben. Der Wähler versteht Landtagswahlen als eine Möglichkeit um sein vorläufiges Urteil über die Arbeit der Bundesregierung abzugeben. Dies könnte insbesondere dann zutreffen, wenn ein Wähler den spezifischen Stellenwert einer Landesregierung als gering einstuft und diese nur als eine regionale „Außenstelle“ der Bundesparteien wahrnimmt. In diesem Fall erscheint eine Unmutsbekundung gegenüber der Politik der Bundesregierung plausibel. Dagegen scheint es nicht plausibel anzunehmen, dass es viele Wähler gibt die bei Bundestagswahlen die Opposition, bei den Landtagswahlen aber die Bundesregierung unterstützen.
- Erklärung 2 („Nichtwählerannahme“): Der Midterm-Verlust der Bundesregierung wird überwiegend von einem Teil der Regierung Anhänger verursacht, welcher bei den Bundestagswahlen die Stimme abgibt, sich aber bei Landtagswahlen enthält. Gleichzeitig wird angenommen, dass die Oppositions Anhänger weiter unverändert an den Wahlen teilnehmen. Regierung Anhänger würden also überproportional häufig bei Landtagswahlen nicht wählen gehen. So zumindest werden bei dieser Erklärungsvariante die deutlich geringeren Wahlbeteiligungen im Rahmen von Landtagswahlen interpretiert. Dabei geht man allgemein davon aus, dass unzufriedene Oppositionswähler bei einer Landtagswahl leichter zu einer Stimmabgabe mobilisiert werden können, als zufriedene Regierung Anhänger. Diese These verdeutlicht Dinkel (1977:356) am Beispiel einer Steuerreform: „Während es für diejenigen, die durch die Reform besser gestellt werden, keinen Anlaß zu irgendwelchen Reaktionen gibt, fühlen sich die unverändert oder gar schlechter behandelten Wähler zu lautstarkem Protest veranlasst.“

Der zweiten Erklärung folgend, profitieren von der geringen Wahlbeteiligung im Zuge von Landtagswahlen also vor allem die Parteien der Opposition, da der größte Teil der Nichtwähler, so die Argumentation, aus Anhängern der Parteien der Bundesregierung besteht. Eine ähnliche Vermutung äußerte auch Mughan (1986: 764) im Laufe seiner empirischen Untersuchung des Midterm-Verlustes der jeweils regierenden Partei in Großbritannien: „People who previously voted for the government stay away from the polls in by-elections in

disproportionate numbers. Their reason might be dissatisfaction with their party's performance in office, or that they were not strong supporters of the government in the first place and simply cannot be bothered to turn out for an election where the encouragement to vote is weak and the political stakes are low." Die Funktion der Wahlbeteiligung scheint im Lichte dieser Überlegungen bei der Erklärung des Midterm-Verlustes der Bundesregierung bei den Landtagwahlen eine wichtige Rolle zu spielen. Im empirischen Teil meiner Arbeit werde ich daher zunächst die folgende Hypothese mit Hilfe von Aggregatdaten testen:

Hypothese 1:

„Je geringer die Wahlbeteiligung bei einer Landtagswahl, desto höher die relativen Stimmenverluste¹⁶ der Bundesregierungsparteien.“ Oder etwas formaler:

„*Ausmaß der relativen Stimmenverluste der Parteien der Bundesregierung bei einer Landtagswahl*“ = $f(\text{Wahlbeteiligung})$

Anschließend überprüfe ich empirisch die folgende Hypothese anhand von Individualdaten:

Hypothese 2:

„Anhänger der Parteien der Bundesregierung haben bei Landtagswahlen eine geringere Wahrscheinlichkeit wählen zu gehen als Anhänger anderer Parteien.“ Oder anders formuliert:

„*Wahrscheinlichkeit bei der Landtagswahl nicht wählen zu gehen*“ = $f(\text{Parteiidentifikation})$

2.3. Landtagsergebnisse: Spiegelbilder landespolitischer Entwicklungen oder Reflektoren des bundespolitischen Klimas?

Im vorigen Abschnitt wurde die Wichtigkeit der Bundespolitik bei den Landtagwahlen betont, jedoch hat der Einfluss von bundespolitischen Faktoren sicher auch seine Grenzen. Es stellt sich in diesem Zusammenhang die Frage nach der relativen Wichtigkeit von landesspezifischen und regionalen Faktoren. In den regelmäßig stattfindenden Landtagwahlstudien der Zeitschrift für Parlamentsfragen¹⁷ kristallisiert sich zumeist ein recht diffuses Bild heraus. Dabei werden je nach allgemeiner Stimmungslage mal territoriale

¹⁶ Der Begriff „relativer Stimmenverlust“ ist im empirischen Teil meiner Arbeit genau spezifiziert.

¹⁷ Beispiele für Wahlstudien welche das Verhältnis von Bundes- und Landtagwahlen in der BRD thematisieren finden sich bei: Haungs/Jesse (1979: 157); Haungs/Jesse (1983: 527); Bürklin et al. (1984: 237); Schultze (1987: 39); Billing (1991: 592); Beyme (1992: 341); Schmitt-Beck (1996: 248).

Aspekte, dann wiederum jedoch bundespolitische Ereignisse stärker in den Vordergrund gerückt. Es scheint hier sehr schwierig, vom jeweiligen spezifischen Kontext einer konkreten Landtagswahl losgelöst, eine allgemeine Aussage zu formulieren. So schreiben Decker/Blumenthal (2002: 146) in diesem Zusammenhang: „Der eigentümliche Charakter des bundesdeutschen Verbundföderalismus führt dazu, dass eine genaue Abgrenzung von bundes- und landespolitischer Sphäre nur schwer möglich ist.“ Und auch Fabritius (1979: 33) resümiert: „So stehen die Landtagswahlen und die Landespolitik nicht ganz im Schatten der Bundespolitik, sondern eher im Halbschatten.“ Sicher steht bei den Landtagswahlen weniger auf dem Spiel als bei den Bundestagswahlen, aber immerhin steht auch hier einiges auf dem Spiel. Deswegen wäre es bei der Analyse von Landtagswahlen ein Fehler, die Effekte der bundespolitischen Konstellation zu Lasten der jeweils spezifischen Situation in der betreffenden Landesarena zu überschätzen. Auch Landesregierungen treffen wichtige Entscheidungen und haben somit einen entscheidenden Anteil daran, die Weichen für die zukünftige Entwicklung des jeweiligen Bundeslandes zu stellen. Die zentralen Fragen lauten also: Welche der oben genannten Faktoren, die regionale Dimension versus die bundespolitische Dimension, beeinflussen das Landtagswahlverhalten stärker? Wie haben sich diese Einflüsse im Laufe der Zeit relativ zueinander verändert? Ist es statistisch überhaupt möglich diese Effekte vernünftig voneinander zu trennen, oder ist beim Versuch einer statistischen Modellierung dieser Zusammenhänge mit massiven Multikollinearitätsproblemen zu rechnen? Während im empirischen Teil dieser Arbeit vor allem der Versuch unternommen wird, eine vorläufige Antwort auf die letzte der drei Fragen zu finden, soll der folgende kurze Überblick über bisherige grundlegende Forschungsarbeiten zu diesem Thema dazu dienen, mehr Licht in die ersten beiden Fragen zu bringen:

Ein weitgehender Konsens, wonach die übergeordnete bundespolitische Konstellation einen gewichtigen Einfluss auf die Landtagswahlergebnisse ausübt, lässt sich in der Zeit vor der deutschen Wiedervereinigung in der Fachliteratur beobachten. Insbesondere Dinkel (1977; 1981; 1989) und Fabritius (1978) stellen in ihren Versuchen, die Dynamik von Landtagswahlen systematisch zu durchleuchten, immer wieder fest, dass das jeweils aktuelle nationale politische Klima für den Ausgang einer Landtagswahl von entscheidender Bedeutung ist. Dieses Verhältnis, wonach Landtagswahlen vorwiegen „Bundestestwahlen“, „Pseudo-Plebiszite“ über die Bundespolitik oder gar „Bundesratswahlen“¹⁸ seien (vgl.

¹⁸ Bereits zu Zeiten Konrad Adenauers war bei Landtagswahlkämpfen vom Bundesrat die Rede, wie folgender Wahlslogan bei der hessischen Wahlkampagne der CDU aus dem Jahre 1954 belegt: „Deine Wahl im

Fabritius 1979: 30), wird im Rahmen der jüngsten Fachdebatte zunehmend in Frage gestellt. Vor allem Jeffery/Hough (2001) und Hough/Jeffery (2003) haben in ihren Anwendungen des Dinkelschen Analyseansatzes auf die Landtagswahlergebnisse nach 1990 eine zunehmend loser werdende Koppelung des Wahlverhaltens in den Ländern von der Bundespolitik festgestellt: „Landtagswahlen haben seit 1990 zunehmend ihre eigene (beziehungsweise 16 eigene) Dynamik(en), werden weniger von bundespolitischen Fragen „durchdrungen“ und spiegeln eher die Landesbesonderheiten eines heterogener gewordenen Deutschlands wider.“ (Hough/Jeffery 2003: 81). Die Autoren begründen dies vor allem mit dem Aufkommen von neuen territorialen Konfliktlinien („cleavages“), welche nach der Wiedervereinigung zwischen den alten und den neuen Bundesländern entstanden sind. Dagegen seien die klassischen Hauptkonfliktlinien der territorial homogeneren alten Bundesrepublik, also Bildung, Klasse und Schicht, Postmaterialismus, etc. zunehmend in den Hintergrund geraten (vgl. Hough/Jeffery 2003: 88). Die zentrale Hauptkonfliktlinie ist jetzt im Rahmen der Integration des Ostens in den Gegensätzen zwischen den neuen und den alten Bundesländern zu sehen: „Diese neue Territorialität der Landtagswahlen nach der deutschen Vereinigung hat den herkömmlichen zyklischen Charakter des Verhältnisses von Landtags- zu Bundestagswahlen gesprengt. Landtagswahlen sind nicht mehr eindeutig zweitrangige Wahlen. Sie werden stattdessen zunehmend nach landeseigenen, territorialen Dynamiken entschieden.“ (Jeffery/Hough 2003: 90). Zudem gibt auch die nach 1990 veränderte Parteienlandschaft Anlass, das Verhältnis zwischen Bundespolitik und Landtagswahlen neu zu überdenken. Vor allem das Fortbestehen der PDS, welche im Osten die drittstärkste politische Kraft darstellt, im Westen jedoch nur wenige Anhänger findet, sei als Ausdruck von unterschiedlich materiellen Interessen und Wertesystemen zu deuten, welche letztendlich zu den beobachteten Unterschieden im Wahlverhalten zwischen West und Ost führen (vgl. Jeffery/Hough 2003: 89).

Ein weiterer Aspekt ist zudem die zunehmende Personalisierung der politischen Wahlkämpfe, man erinnere sich nur an das bekannte Fernsehduell zwischen SPD-Bundeskanzler Gerhard Schröder und seinem CDU/CSU-Herausforderer Edmund Stoiber im Vorfeld der Bundestagswahlen 2002, auch bei den Landtagswahlen. Bereits Dinkel (1977) konnte bei seinen Untersuchungen zum bundesdeutschen Wahlzyklus feststellen, dass berühmte Landesväter einen Amtsbonus genießen und es immer wieder schaffen dem Popularitätstrend

Hessenstaat zählt im Bonner Bundesrat. Regierung Zinn stützt Ollenhauer, wählt CDU für Adenauer.“ (zitiert nach Heidenheimer 1958: 820).

ihrer Partei auf der Bundesebene zu trotzen. Ein populärer Ministerpräsident kann also, wenn er zum Zeitpunkt der Landtagswahlen zu einer der Parteien der amtierenden Regierungskoalition der Bundesebene angehört, deren Midterm-Verluste beträchtlich abmildern (vgl. Jeffery/Hough 2001: 92f.). Auch im Rahmen von Landtagswahlkämpfen findet oft eine bewusste Abgrenzung zur eigenen Bundespartei statt, spezifische regionale Themen werden stattdessen in den Vordergrund gerückt. Wenn also die Wähler nun tatsächlich bei den Landtagswahlen zunehmend nach regionalen Gesichtspunkten wählen sollten, würde das der allgemein akzeptierten „Protestwahltheorie“ widersprechen. Die folgende Behauptung von Hough/Jeffery (2003: 81) ist somit ein Angriff auf den „Common Sense“: „Wir konstatieren kein einfaches Sanktionswahlverhalten, sondern ein „Mehr-Ebenen-Wahlverhalten“, wobei die Wähler unterschiedliche Wahlentscheidungen mit unterschiedlichen Begründungen für die Bundesebene verglichen mit der Landesebene treffen.“ Hier wird also unterstellt, dass der mündige Bürger relativ trennscharf zwischen den Parteien der nationalen Hauptarena und den Parteien der regionalen Nebenarena unterscheidet. Obwohl Jeffery/Hough (2001) und Hough/Jeffery (2003) in ihren Studien, zumindest an manchen Stellen, den Eindruck erwecken ihre Schlussfolgerungen seien empirisch belegt, teile ich diese Ansicht nicht. Das Problem welches hier wiederum vorliegt ist nämlich, dass es logisch nicht ohne weitere Schwierigkeiten möglich ist, aus einer Zeitreihe von aggregierten Wahlstatistiken¹⁹ auf die zugrundeliegenden individuellen Entscheidungsmotive zu schließen. Ich hingegen werde im empirischen Teil meiner Arbeit den Versuch unternehmen, die zugrundeliegende individuelle Entscheidungssituation anhand von Mikrodaten statistisch zu modellieren. Die zu testende Hypothese lautet somit folgendermaßen:

Hypothese 3:

„Die Wahrnehmung der Landesparteien beeinflusst die Landtagswahlentscheidungen von Individuen stärker als deren Wahrnehmung der Bundesparteien.“ Man kann auch schreiben:

„*Individuelle Wahlentscheidung bei einer Landtagswahl*“ = $f(\text{Wahrnehmung der Landesparteien})$

¹⁹ Betrachtet wurde lediglich die Entwicklung der relativen Stimmenanteile der Parteien über die Zeit. Dagegen wurde an keiner Stelle individuelles Wahlverhalten analysiert. Solch eine Mikrofundierung erscheint aber dringend notwendig, wenn der Anspruch lautet verlässliche Aussagen über individuelle Wählermotive zu treffen.

2.4. Economic Voting

Einen weiteren Anknüpfungspunkt für die Analyse des Midterm-Verlustes der Bundesregierung bei den Landtagswahlen liefern Erklärungsmuster aus der sogenannten „Economic Voting“ – Literatur.²⁰ In Übertragung auf den vorliegenden Untersuchungskontext lautet die zentrale These, dass der Wähler die Parteien der Bundesregierung bei den Landtagswahlen mit seiner Stimme dann belohnt, wenn die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung in seinen Augen positiv verläuft. Im anderen Fall stimmt er für die Opposition.

Das weitere Vorgehen ist wie folgt aufgebaut: Nach einer kurzen Diskussion der zugrundeliegenden Basisannahmen des ökonomischen Wählens folgt zunächst ein Überblick über den internationalen Forschungsstand. Anschließend werden die aktuellsten empirischen Studien zum Economic Voting in der BRD zusammengefasst. Während frühere Arbeiten zumeist versuchen die Popularitätskurven bzw. die Stimmenanteile der Regierungsparteien als eine Funktion von makroökonomischen Indikatoren zu modellieren, legen aktuellere Studien vermehrt den Schwerpunkt auf eine Untersuchung der Zusammenhänge zwischen der individuellen Wahlabsicht und der allgemeinen, subjektiv wahrgenommenen Wirtschaftslage. Im letzteren Fall wird überwiegend auf der Individualebene argumentiert, entsprechende empirische Tests erfolgen anhand von Mikrodaten. Auch die vorliegende Arbeit liefert einen Beitrag zu einer mikrofundierte Erklärung des Midterm-Verlustes der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen. Eine entsprechende Hypothese werde ich im Anschluss an die folgenden Ausführungen formulieren und diese dann im empirischen Teil meiner Arbeit mit einigen sehr großen Individualdatensätzen testen.

2.4.1. Grundlegende Annahmen des Economic Voting

Theorien des ökonomischen Wählens lassen sich allgemein unter den Rational Choice-Ansatz subsumieren. Dabei wird in der Tradition des methodologischen Individualismus angenommen, dass alle kollektiven Phänomene²¹ letztendlich das Resultat von individuellen Handlungen und Entscheidungen darstellen. Zentrale Handlungseinheiten sind im Rahmen dieser Perspektive folglich nicht überindividuelle Aggregate sondern Individuen. Diesen wird ein rationales Verhalten unterstellt, welches vor allem auf eine subjektive

²⁰ Einen guten Überblick zu aktuellen empirischen Forschungsarbeiten im Rahmen des Economic Voting – Ansatzes liefert der Sammelband von Dorussen/Taylor (2002).

²¹ Also auch der hier untersuchte Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen.

Nutzenmaximierung ausgerichtet ist. Weiterhin wird im Rational Choice-Ansatz berücksichtigt, dass kollektive Handlungsfolgen häufig nicht mit den zugrundeliegenden individuellen Handlungsmotiven übereinstimmen. Ganz im Gegenteil fallen sie sogar häufig auseinander. Aus diesem Grund werden soziale Prozesse und Strukturen auch als „das ungeplante Ergebnis absichtsvoller individueller Handlungen“ (Kunz 2004: 10) bezeichnet. Soziale Strukturen und individuelle Handlungen hängen in vielfältiger Weise miteinander zusammen: „Soziale Phänomene resultieren aus individuellen Entscheidungen und Handlungen, und diese Handlungswahlen sind immer in soziale Strukturen eingebettet, das heißt, kollektive Phänomene stellen sowohl die Rahmenbedingungen als auch das Ergebnis individueller Handlungswahlen dar.“ (Kunz 2004: 12). Eine vollständige Erklärung sollte daher beide Ebenen berücksichtigen.²² Auf den Midterm-Verlust angewendet, könnte eine mögliche Erklärung somit die folgende Form aufweisen:

Abbildung 1: Mikrofundierte Economic-Voting-Erklärung (Boudon-Coleman-Schema)



²² Kunz (2004: 24) bezeichnet diesen Ansatz als „strukturell-individualistisch“. Dieser Typ von Erklärungen, der ausdrücklich eine exakte Modellierung des Mehrebenenzusammenhangs, sowie eine explizite Untersuchung der den Makrophänomenen zugrundeliegenden individuellen Wirkungsmechanismen fordert, geht u.a. zurück auf die Arbeiten von Boudon (1979; 1980), Lindenberg (1977) und Coleman (1990). Daher findet man auch oft die Bezeichnungen „Lindenberg-Modell“ oder „Boudon-Coleman-Schema“.

Folgender Wirkungsmechanismus könnte dem Makrophänomen „Midterm-Verlust“ zugrunde liegen²³: In den Medien wird von einer verschärften Situation auf dem Arbeitsmarkt berichtet. Dieser negative Trend auf dem Arbeitsmarkt wird mit aktuellen Zahlen der Arbeitslosenstatistik untermauert. Auf der Individualebene nimmt der Bürger dies über seinen Medienkonsum wahr und bangt fortan um seinen Arbeitsplatz. Als Sündenbock wird schnell die Bundesregierung in Berlin ausgemacht. Der frustrierte Wähler trifft die Entscheidung „seiner“ Partei einen Denkkzettel zu verpassen und wählt bei den anstehenden Landtagswahlen aus Protest eine Partei aus den Reihen der Opposition. Tritt diese Protestwahlentscheidung gleichzeitig bei vielen Individuen ein, so ist eine notwendige Bedingung für den Midterm-Verlust erfüllt. Weitere konkurrierende individuelle Wirkungsmechanismen ließen sich so gemäß dem Boudon-Coleman-Schema formulieren.

Zu den ersten Anwendungen von ökonomischen Konzepten auf die Analyse von politischen Prozessen lassen sich die Arbeiten von Schumpeter (1942) und Downs (1957) zählen. Die grundlegende Idee hierbei war es, die ökonomische Tauschlogik zur Untersuchung politischer Phänomene heranzuziehen.²⁴ Downs (1957) modelliert die moderne westliche Demokratie als einen politischen Markt, auf dem die politischen Parteien als Anbieter und die Wähler als Nachfrager auftreten. Die politischen Parteien bieten auf diesem Markt ihre politischen Programme an und konkurrieren um die Stimmen der Wähler. Die Wählerstimmen haben somit die Funktion der Tauscheinheit bzw. werden als Zahlungsmittel gesehen (vgl. Schneider 1999: 34). Die Wähler wiederum bewerten die angebotenen Alternativen immer vor dem Hintergrund ihrer subjektiven Nutzenfunktionen. Dabei postuliert das Axiom der rationalen Wahl, dass ein Bürger stets diejenige Partei wählen wird, deren politisches Programm ihm das relativ höchste Nutzeneinkommen erwarten lässt: „This axiom [of rational voting] implies that each citizen casts his vote for the party he believes will provide him with more benefits than any other.“ (Downs 1957: 36). Der Wähler antizipiert hierbei vorwiegend seinen zukünftigen Nutzen, d.h. er entscheidet sich für diejenige Regierungsalternative, von welcher er sich in der kommenden Legislaturperiode den höchsten subjektiven Nutzen verspricht: „He makes his decision by comparing future performances he expects from the competing parties.“ (Downs 1957: 39).

²³ Dies sei lediglich ein illustratives Beispiel.

²⁴ Einen integrierten Überblick über grundlegende Konzepte der „Neuen Politischen Ökonomie“ und deren Bezug zu anderen staatstheoretischen Ansätzen liefert Schneider (1999: 34-40).

Nach diesem kurzen Überblick über die grundlegenden Konzepte²⁵, erfolgt eine Präsentation von ausgewählten Studien aus der internationalen Fachliteratur, bei denen der Zusammenhang zwischen ökonomischen Makroindikatoren und politischen Wahlergebnissen systematisch untersucht wurde. Anschließend werden, bezogen auf die BRD, spezielle empirische Forschungsarbeiten zum Einfluss von makroökonomischen Größen auf den Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien bei Landtagswahlen vorgestellt.

2.4.2. Der Economic Voting-Ansatz in der internationalen Literatur

Zu den US-amerikanischen Pioniersarbeiten der Untersuchung von ökonomischen Determinanten, und deren Einfluss auf die Stimmenanteile der Partei des Präsidenten bei den US-Kongresswahlen, gehört der Artikel von Kramer (1971). Die quantitative Studie umfasst einen Zeitraum von 1896 bis 1964 und untersucht den Einfluss mehrerer ökonomischer Makroindikatoren, darunter das reale durchschnittliche Einkommen pro Kopf, die Inflationsrate sowie die Arbeitslosenquote, auf den Stimmenverlust der jeweils amtierenden US-Regierung bei den Kongresswahlen. Kramer (1971:141) stellt dabei einen signifikanten Effekt der Einkommensvariable fest: „In quantitative terms, a 10 % decrease in per capita real personal income would cost the incumbent administration 4 or 5 percent of the congressional vote, other things being equal.“ Keine empirischen Unterstützung findet er dagegen für die vermuteten Effekte der anderen beiden makroökonomischen Indikatoren.

Vier Jahre später lösen Arcelus/Meltzer (1975) in der politischen Fachzeitschrift „The American Political Science Review“ einen heftigen methodischen Disput darüber aus, ob es sich bei Kramers Ergebnissen nicht lediglich um statistische Artefakte handle. Kramer kontert mit Unterstützung einiger seiner Kollegen und verteidigt seine 1971 formulierten Thesen in einer sogar noch stärkeren Version: „In sum, our reading of the evidence suggests that all three economic variables do influence congressional elections, and that Arcelus and Meltzer’s nonfindings on income and unemployment can be attributed to the problems with their data and methods.“ (Goodman/Kramer 1975: 1264).

Etwa zur gleichen Zeit entdeckt Tufte (1975; 1978) im Rahmen seiner empirischen Studien ebenfalls einen statistischen Zusammenhang zwischen der Entwicklung von

²⁵ Die Anwendung ökonomischer Konzepte auf die Analyse politischer Prozesse ist nicht unumstritten. Eine systematische Kritik an der ökonomischen Theorie der Politik lässt sich bei Vatter (1994: 329-351) finden.

makroökonomischen Einkommensindikatoren²⁶ und dem Ausmaß des Stimmenverlustes der amtierenden US-Regierungspartei bei den Midterm-Kongresswahlen. Vor dem Hintergrund seiner Befunde interpretiert er die Stimmabgabe der Bürger bei den Midterm-Kongresswahlen als ein Referendum über die Wirtschaftspolitik des US-Präsidenten und seiner Administration (vgl. Tufté 1975: 824). Erikson (1990) stellt anfangs der 90er Jahre, nach einer kritischen Auseinandersetzung mit den Modellgleichungen von Tufté (1975; 1978) und der Präsentation von alternativen Modellspezifikationen, einen ökonomischen Effekt als Ursache für den Midterm-Verlust grundsätzlich in Frage: „With the proper specifications, per capita income growth is not significantly related to the congressional vote.“ (Erikson 1990: 373). Dieser Angriff auf die herrschende Meinung bleibt nicht unerwidert und es entwickelt sich eine weitere grundsätzliche Kontroverse um mögliche Effekte volkswirtschaftlicher Größen auf die Stimmenentwicklung der amtierenden Partei des US-Präsidenten bei den Midterm-Kongresswahlen.²⁷ Aktuellere empirische Untersuchungen stützen in der Regel jedoch die These des Economic Voting, wonach wirtschaftliche Faktoren eine wichtige Rolle bei der Erklärung des beobachteten Midterm-Verlustes spielen.²⁸ So resümieren Lewis-Beck/Stegmaier (2000: 211) im Anschluss an ihre bis dahin wohl umfangreichste Review der Fachliteratur zu diesem Forschungsgebiet: „For all democratic nations that have received a reasonable amount of study, plausible economic indicators, objective or subjective, can be shown to account for much of the variance in government support.“

Nicht nur für das US-amerikanische Regierungssystem gibt es also derartige Studien, vielmehr wurden diese Zusammenhänge auch in anderen Ländern erforscht. In Großbritannien etwa gehören die Studien von Goodhart/Bhansali (1970) und Miller/Mackie (1973) zu den Pioniersarbeiten der Erforschung von ökonomischen Effekten auf die Popularitätsentwicklung der amtierenden Regierungspartei. Aus diesen beiden grundlegenden Arbeiten wird bereits ersichtlich, dass Großbritannien eine etwas andere Forschungstradition entwickelt hat. Während in den USA überwiegend die Stimmenanteile der amtierenden Regierungspartei des US-Präsidenten als zu erklärende Größen im Zeitverlauf betrachtet werden, konzentriert sich die britische Forschung vorwiegend auf eine Erklärung der Verläufe

²⁶ Es handelt sich hierbei um die jährliche Veränderung des realen verfügbaren Durchschnittseinkommens pro Kopf, zwischen dem Jahr der Midterm-Kongresswahlen und dem Vorjahr (vgl. Tufté 1975: 817).

²⁷ Der wissenschaftliche Disput findet diesmal im „American Journal of Political Science“ statt. Dabei geht es vorwiegend um technische Details der Modellspezifikation. In diesem Zusammenhang werden einerseits alternative Konstruktionen der abhängigen Variable diskutiert, andererseits werden Möglichkeiten thematisiert, wie einige Kontrollvariablen angemessener im Modell berücksichtigt werden könnten (vgl. Erikson 1990).

²⁸ Vgl. hierzu z.B. die Studien von Levitt (1994) und Kiewiet/Udell (1998).

von Popularitätskurven ihrer Parteien: „Popularity functions characterize the research on Britain (...).“ (Lewis-Beck/Stegmaier 2000: 205).

Schließlich sind zwei weitere aktuelle internationale Studien aus dem Gebiet des Economic Voting erwähnenswert, und zwar handelt es sich hierbei um die empirischen Untersuchungen von Remmer/Gélineau (2003) und Veiga/Veiga (2004). Während sich die erstere auf den argentinischen Fall bezieht, analysiert die letztere die Entwicklung der Popularitätsfunktionen von portugiesischen Parteien im Lichte des zeitverzögerten Einflusses der Arbeitslosenquote sowie der Inflationsrate (vgl. Veiga/Veiga 2004).²⁹ Beide Arbeiten kommen zu dem Schluss, dass die volkswirtschaftliche Entwicklung ein wichtiger Einflussfaktor bei der Erklärung von Stimmenanteilen der amtierenden Regierungsparteien bei subnationalen Wahlen ist, bzw. den Verlauf ihrer Popularitätskurven entscheidend mitbestimmt.

2.4.3. Deutsche Aggregatdatenanalysen zum Einfluss des Economic Voting auf den Midterm-Verlust der Bundesregierung

Die bis heute wohl umfangreichsten quantitativen Studien zu den Einflüssen von volkswirtschaftlichen Faktoren auf die relativen Stimmenverluste der deutschen Bundesregierungsparteien bei Landtagswahlen stellen die beiden Arbeiten von Lohmann et al. (1997) und Gaines/Crombez (2004) dar. Zusätzlich konfrontieren die Autoren ihre Economic Voting-Annahme mit weiteren konkurrierenden Hypothesen. So werden bei der Analyse die Einflüsse längerfristiger sozialpsychologischer Bindungen der Wähler sowie die Moderationstheorie als potentielle Alternativerklärungen für den Midterm-Verlust berücksichtigt.³⁰ Lohmann et al. (1997) sehen nach ihrer Auswertung des Beobachtungszeitraums von 1961 bis 1989 alle drei Erklärungsmechanismen als empirisch gestützt, jedoch würden die Befunde am deutlichsten für die Moderationsannahme sprechen (vgl. Lohmann et al. 1997: 444f.). Dagegen weisen ihre Ergebnisse nur einen vergleichsweise

²⁹ Entsprechende Schätzungen werden hierbei mit Hilfe von ARIMA- bzw. SURE-Modellen durchgeführt.

³⁰ Dem sozialpsychologischen Michigan-Ansatz mit seiner Betonung der Parteiidentifikation liegt die Auffassung zugrunde, dass das Wahlverhalten der Bürger stark von ihren langfristigen psychologischen Bindungen an bestimmte politische Parteien beeinflusst wird. Dabei wird jedoch nicht ausgeschlossen, dass auch akute politische Kernprobleme („Issues“) sowie spezifische Kandidateneigenschaften einen Effekt auf das kurzfristige Wahlverhalten ausüben können (vgl. Campbell et al. 1960). Einzelheiten zur Moderationstheorie findet man bei Alesina/Rosenthal (1995).

unbedeutenden Effekt der volkswirtschaftlichen Situation auf die Stimmenverluste der Regierungsparteien bei den Landtagswahlen aus.³¹

Dieser Eindruck wird von der aktuelleren Studie von Gaines/Crombez (2004) jedoch etwas modifiziert, denn im Lichte des nun wesentlich längeren Untersuchungszeitraumes (1946-2001) sowie der Berücksichtigung der Stimmenentwicklungen bei Landtagswahlen nach der deutschen Wiedervereinigung, scheint das ökonomische Wählen mehr Erklärungskraft zu besitzen als zunächst von Lohmann et al. (1997) suggeriert wurde: „The mixed evidence for REV [meint: „retrospective economic voting“] of late is actually stronger than was the comparable evidence for the 1960s, 1970s and 1980s in the LBR [meint: “Lohmann/Brady/Rivers”] article. (...) The two large parties appear to gain 1-2 percent of the vote for each 1 percent improvement in GNP under their watch and to lose a comparable amount as their rivals hold national power while the economy grows.” (Gaines/Crombez 2004: 315). Als sehr positiv ist zudem anzumerken, dass die beiden Forscher aus ihren aggregierten Befunden, ganz im Gegensatz zu Lohmann et al. (1997), keine voreiligen Schlüsse auf individuelles Wahlverhalten ziehen: „Indeed, simple regression to the mean should ensure that governing parties ought to be more likely to experience negative swings than oppositions. Survey-based analysis of voting can help adjudicate between rival explanations for robust aggregate trends.” (Gaines/Crombez 2004: 316). Den Möglichkeiten einer Untersuchung dieser Zusammenhänge mit Individualdaten widmet sich auch der nächste Abschnitt.

2.4.4. Mikroanalytische Analyseansätze zur Untersuchung der Economic Voting-Annahme – Ein kurzer Überblick über wichtige internationale Forschungsarbeiten

Wenn der Anspruch der Forschung lautet, Schlussfolgerungen auf das Wahlverhalten von Individuen zu ziehen, dann führt kein Weg an einer Analyse von individuellen Umfragedaten vorbei. Im Gegensatz zu den weiter oben vorgestellten Makroanalysen stehen hier nicht mehr die statistischen Zusammenhänge zwischen Verläufen aggregierter volkswirtschaftlicher Kenngrößen und den Entwicklungen amtlicher Wahlstatistiken im Zentrum des Interesses. Stattdessen modellieren Mikrostudien die individuell formulierte Wahlabsicht als eine Funktion der subjektiven Einschätzung der allgemeinen bzw. persönlichen Wirtschaftslage

³¹ Untersucht wird der Zusammenhang zwischen realem Wirtschaftswachstum („real GNP growth“) und den Differenzen zwischen Stimmenanteilen bei Bundestagswahlen und Stimmenanteilen bei Landtagswahlen für die jeweiligen Parteien („difference in party vote share from national to Land election“).

des einzelnen Individuums. Dabei muss bei den subjektiven ökonomischen Indikatoren wiederum differenziert werden nach „retrospektiven“ Frageformulierungen einerseits und „prospektiven“ Fragevarianten andererseits:

- Auf den Fall der Landtagswahlen in der BRD angewendet, geht die Annahme des retrospektiven ökonomischen Wählens davon aus, dass die individuellen Chancen auf eine Wiederwahl der Bundesregierung dann steigen, wenn die Bürger den Eindruck gewinnen, dass die wirtschaftliche Lage in der Vergangenheit eine Verbesserung erfahren hätte. Hier wird also ein Referendum der Wähler über die bisherigen wirtschaftspolitischen Leistungen der Bundesregierungsparteien in der laufenden Legislaturperiode vermutet. Zu den ersten Ansätzen einer Theorie der retrospektiven ökonomischen Wahl gehört die Arbeit von Key (1966), eine systematische Ausformulierung und erste mikroanalytische Anwendungen findet man bei Fiorina (1978, 1981).³²
- Die Hypothese der prospektiven ökonomischen Wahl geht dagegen von einer in die Zukunft gerichteten Wählerperspektive aus. Gemäss dieser Variante haben Bürger, welche hinsichtlich der zukünftigen wirtschaftlichen Entwicklung pessimistisch sind, eine höhere Wahrscheinlichkeit die Parteien der Bundesregierung bei Landtagswahlen durch Wahlenthaltung oder durch die Wahl von oppositionellen Alternativen zu bestrafen. Dieser Auffassung liegt somit das Konzept eines strategischen Wahlverhaltens rationaler Individuen zugrunde, wie es bereits Downs (1957: 49f.) formuliert hat.

Weiterhin wird in der Literatur zwischen Wahrnehmungen der persönlichen wirtschaftlichen Situation („pocketbook voting“) und Bewertungen der allgemeinen ökonomischen Lage („sociotropic voting“) unterschieden. Dabei wird, laut den Einschätzungen von Lewis-Beck/Stegmüller (2000), die individuelle Wahlentscheidung viel stärker durch die Wahrnehmung der allgemeinen wirtschaftlichen Situation beeinflusst, als durch die Beurteilung der eigenen ökonomischen Verhältnisse: „Studies of more recent contests continue to show strong collective effects and weak to nonexistent personal economic effects.“ (Lewis-Beck/Stegmüller 2000: 194). Es scheint somit, als würden die Wähler ihre Regierungen für die generellen ökonomischen Verhältnisse ihres Landes verantwortlich halten, nicht dagegen für ihre eigene persönliche Wirtschaftslage.

³² Beide Autoren beziehen sich in ihren Arbeiten allerdings auf das US-amerikanische Wahlverhalten.

In der internationalen Literatur gibt es mittlerweile einige empirische Untersuchungen zur Economic Voting-Hypothese mit Individualdaten, dazu zählen beispielsweise für das US-amerikanische Wahlverhalten die beiden neueren Studien von Atkeson/Partin (1995) bzw. Rudolph/Grant (2002). Mit der Dynamik von individuellen Wählerentscheidungen in Kanada und deren Beeinflussung durch subjektive ökonomische Indikatoren beschäftigt sich die Arbeit von Clarke/Stewart (1996), dagegen richtet Lewis-Beck (1997) in seinen Untersuchungen zum Economic Voting den Blick auf das Abstimmungsverhalten in Frankreich. Besonders erwähnenswert ist in diesem Zusammenhang vor allem auch die aktuelle vergleichende Mehrländeruntersuchung zu den Einflüssen von Issues und wahrgenommenen ökonomischen Konditionen auf das individuelle Wahlverhalten von Blais et al. (2004).³³ Nach einer Auswertung von mehreren Individualdatensätzen aus den USA, Großbritannien und Kanada finden die Autoren empirische Belege für beide Arten von Einflüssen, dabei scheinen jedoch die Issues, relativ zu den subjektiven ökonomischen Indikatoren, eine wichtigere Rolle zu spielen: „In each country, the economy clearly matters, but issues typically appear to be a more important consideration in vote choice.“ (Blais et al. 2004: 560). Nach dieser kurzen Skizze der wichtigsten internationalen Forschungsansätze zum Economic Voting in der Individualperspektive, wird im Folgenden nun wieder der Blickpunkt auf das Mehrebenenwahlverhalten in der BRD gerichtet.

2.4.5. Der Zusammenhang zwischen den subjektiven ökonomischen Erwartungen der Wähler und dem Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen

Deutsche Studien zur subjektiven Ökonomie des Wählens auf der Individualebene gibt es in der jüngsten Zeit kaum welche. Einzige Ausnahmen bilden die Forschungsarbeiten von Thorsten Faas, Jürgen Maier und Hans Rattinger, diese beziehen sich jedoch ausschließlich auf das Abstimmungsverhalten im Rahmen von Bundestagswahlen.³⁴ Eine systematische quantitative Untersuchung des Zusammenhangs zwischen subjektiven Wirtschaftsindikatoren und dem Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen, gibt es für das individuelle Mehrebenenwahlverhalten in der BRD dagegen bis heute noch nicht. Die vorliegende Arbeit soll diese festgestellte Forschungslücke füllen und somit einen Beitrag zur bundesdeutschen Wahlforschung leisten. Zu diesem Zweck wird die individuelle

³³ Dabei wurden die individuellen Entscheidungen mit Hilfe von multinomialen Probit-Schätzungen statistisch modelliert (vgl. Blais et al. 2004: 557f.).

³⁴ Vgl. hierzu Maier/Rattinger (1999), Rattinger (2000), Rattinger/Faas (2001) und Maier/Rattinger (2004).

Landtagswahlabsicht als abhängige Variable modelliert und es wird angenommen, dass diese Größe von der subjektiven Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der allgemeinen Wirtschaftslage abhängt. Um die Robustheit dieser Befunde empirisch zu überprüfen, wird zudem bei jedem Individuum für das berichtete Abstimmungsverhalten hinsichtlich der zurückliegenden Bundestagswahl kontrolliert werden. Erwartet wird, dass die individuelle Abstimmungswahrscheinlichkeit für die jeweils amtierenden Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen dann abnimmt, wenn der Pessimismus bezüglich der zukünftigen Entwicklung der wirtschaftlichen Verhältnisse in Deutschland beim Wähler steigt. Entsprechende individuelle Wahlwahrscheinlichkeiten werden im empirischen Teil meiner Arbeit, auf der Grundlage einiger sehr großer Individualdatensätze, mit Hilfe multipler logistischer Regressionsmodelle geschätzt. Dabei wird auf die folgende Hypothese Bezug genommen:

Hypothese 4:

„Je negativer ein Wähler die zukünftige ökonomische Entwicklung in der BRD einschätzt, desto höher ist seine Wahrscheinlichkeit bei einer Landtagswahl nicht für die Parteien der Bundesregierung zu stimmen.“ Nun etwas formaler:

„*Wahrscheinlichkeit bei Landtagswahlen für die Parteien der Bundesregierung zu stimmen*“
= $f(\text{individuelle Wahrnehmung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage})$

2.5. Sozialstrukturelle Einflüsse auf das Wahlverhalten bei Landtagswahlen

Im Economic Voting-Ansatz wurde überwiegend das idealisierte Bild eines mündigen Bürgers gezeichnet, welcher frei von äußeren Zwängen eine rationale Wahlentscheidung trifft. Dabei blieben allerdings langfristig wirkende demographische und sozialstrukturelle Bestimmtheiten des Wählerverhalten unberücksichtigt.³⁵ Ohne die Beachtung dieser sozialstrukturellen Dimension ist jedoch eine Beschreibung der komplexen Wählermotive und Faktoren des Wahlverhaltens als verkürzt und unvollständig zu bezeichnen. Dies gilt sowohl für die Analyse von Bundestagswahlen, als auch für Untersuchungen der Wählerdynamiken im Rahmen von Landtagswahlstudien.³⁶ So konnte bereits Reiner Dinkel (1977) empirisch

³⁵ Zu den soziodemographischen Merkmalen zählen etwa Variablen wie Klasse und Schicht, Alter, Einkommen, Bildung, Konfession, Geschlecht, Wohnortgröße, etc...

³⁶ „Change in the social structure (...) of a country is largely independent of electoral results, of single elections in any case and, therefore, a factor potentially determining the outcome of elections, first-order elections as well as second-order elections.“ (Reif/Schmitt 1980: 15).

zeigen, dass das Ausmaß des Stimmenverlustes der Bundesregierung bei den Landtagswahlen auch von den sozialstrukturellen Gegebenheiten im jeweiligen Bundesland abhängt. Dort nämlich, wo die Regierungsparteien über regionale Hochburgen verfügen und sich traditionell auf eine breite Basis von Stammwählern stützen können, erleiden sie einen deutlich geringeren Midterm-Verlust als in Ländern, in denen sie ohnehin schon schwach sind (vgl. Dinkel 1977: 352f.).

Allerdings ist der Status von sozialstrukturellen Determinanten bei der Erklärung von Wahlverhalten nicht unumstritten. So postuliert die bereits in den 80er Jahren formulierte Individualisierungsthese eine zunehmende Entkoppelung des Wahlverhaltens von sozialstrukturellen Kategorien (vgl. Beck 1983; Esser 1989). Auch wird in jüngster Zeit häufig von einem „Niedergang der Parteiidentifikation“ (Beyme 2000: 43) und dem „Aufweichen der traditionellen Wähler-Partei-Bindungen“ (Kleinhenz 1995: 20) gesprochen. Als Folge davon sinkt der Anteil der Stammwähler, das Wahlverhalten wird dadurch grundsätzlich wechselhafter und unbeständiger. Vor allem in den neuen Bundesländern werden die beobachteten Parteibindungen, im Gegensatz zu den alten Bundesländern, oft als „instabiler“ bezeichnet (vgl. Bürklin/Klein 1998: 169). Auch Weins (1999: 66f.) zieht in ihrer Analyse der 1998er Bundestagswahl ähnliche Schlüsse über das ostdeutsche Wahlverhalten: „In the 1998 election, the east German vote was again characterised by a particular high degree of volatility (...), short-term factors seem to be more important in the east than in the west.“ Darüber hinaus ist jedoch zu vermuten, dass sozialstrukturelle Variablen, trotz der beschriebenen Individualisierungsprozesse und der erhöhten Unbeständigkeit („Volatilität“) im ostdeutschen Wahlverhalten, nach wie vor wichtige Einflussfaktoren des Abstimmungsverhaltens geblieben sind (vgl. Saalfeld 2004: 176). Aus diesem Grund werde ich in meinen statistischen Modellen in der Regel immer auch mehrere soziodemographische Variablen als Kontrollgrößen berücksichtigen, um zu testen, ob die ermittelten empirischen Befunde über die verschiedenen sozialen Gruppen hinweg stabil bleiben. Zusätzlich dazu wird die empirische Datenanalyse getrennt nach alten versus neuen Bundesländern durchgeführt, um eventuellen West-Ost-Unterschieden im Mehrebenenwahlverhalten besser auf die Spur zu kommen.

2.6. Zusammenfassung der Hypothesen und Ausblick für das weitere Vorgehen

In meinen obigen Ausführungen habe ich den bisherigen Forschungsstand zum Phänomen des Midterm-Verlustes der Regierungsparteien bei Nebenwahlen zusammenfassend diskutiert.

Dabei haben sich verschiedene alternative Wirkungsmechanismen herauskristallisiert, welche den regelmäßig zu beobachtenden Stimmeneinbrüchen der Bundesregierung bei den Landtagswahlen zugrunde liegen könnten. Im Gegensatz zu bisherigen quantitativ-empirischen Arbeiten zum deutschen Mehrebenenwahlverhalten, welche sich überwiegend auf eine Analyse von Zusammenhängen zwischen aggregierten Statistiken stützen, unternimmt meine Arbeit den Versuch, über eine Makroanalyse hinaus, die oft implizit bleibende individuelle Handlungssituation explizit herauszuarbeiten und damit einer empirischen Untersuchung mit Individualdaten zugänglich zu machen. Es folgt nun noch einmal eine Zusammenfassung der Hypothesen, welche ich im Rahmen des weiteren Vorgehens empirisch testen werde:

1. Je geringer die Wahlbeteiligung bei einer Landtagswahl ist, desto höher ist das Ausmaß der relativen Stimmenverluste der Bundesregierungsparteien bei dieser Landtagswahl (H1).
2. Die Wahrscheinlichkeit einer Nichtwahl im Rahmen von Landtagwahlen ist bei Regierunganhängern höher, als bei Anhängern anderer Parteien (H2).
3. Die individuelle Wahlentscheidung bei einer Landtagswahl wird stärker von der subjektiven Wahrnehmung der Landesparteien beeinflusst, als von der subjektiven Wahrnehmung der Bundesparteien (H3).
4. Wähler, welche hinsichtlich der zukünftigen Entwicklung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage pessimistisch sind, haben eine geringere Wahrscheinlichkeit bei Landtagswahlen für die Parteien der Bundesregierung zu stimmen, als optimistische oder indifferente Wähler (H4).

Des weiteren wird wie folgt vorgegangen: Alle vier Hypothesen werde ich nacheinander in den nächsten Kapiteln empirisch testen. Dabei werde ich immer zunächst die jeweils verwendete Datenbasis und das zugrundeliegende Untersuchungsdesign vorstellen. Im Anschluss daran präsentiere ich die Operationalisierung der theoretischen Konstrukte und gehe auf die Details der Variablengenerierung ein. In diesem Zusammenhang führe ich auch zusätzliche Kontrollvariablen ein. Danach werde ich für jede Hypothese die zu verwendende Testmethode vorstellen, die statistische Modellspezifikation formulieren und die entsprechenden Berechnungen mit Hilfe des Datenanalyse-Programms Stata 6.0 durchführen. Schließlich erfolgt eine theoretische Rückkopplung sowie eine inhaltliche Interpretation der empirischen Befunde.

3. Empirische Überprüfung der ersten Hypothese (H1) mit Aggregatdaten

3.1. Der relative Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen (Konstruktion der abhängigen Variable)

Bei Landtagswahlen verlieren diejenigen Parteien, welche zum Zeitpunkt einer Landtagswahl die amtierende Bundesregierung bilden, relativ an Stimmen. Der Terminus „relativ verlieren“ wird hierbei in Anlehnung an Reiner Dinkel (1977) definiert als „bei Landtagswahlen weniger Stimmen erhalten, als sie [die Parteien der Bundesregierung] erwarten könnten, wenn das Ergebnis der Landtagswahl genau den Trend in der Entwicklung der Stimmverhältnisse bei Bundestagswahlen in diesem Bundesland widerspiegeln würde.“ (Dinkel 1977: 349). Die in der Makroperspektive relevante zu erklärende Variable „relativer Stimmenanteil“ werde ich also analog zur Vorgehensweise von Dinkel bilden. Dies sei am folgenden Beispiel der hessischen Landtagswahl vom 08.10.1978 illustriert: In der Legislaturperiode 1976-1980 bildet die SPD gemeinsam mit ihrem kleinen Koalitionspartner FDP die Bundesregierung. Bei der Bundestagswahl am 03.10.1976 erhält SPD-FDP in Hessen gemeinsam 54.2 % der gültigen Zweitstimmen. Bei der Bundestagswahl am 05.10.1980 kommt die Regierungskoalition in Hessen gemeinsam auf einen Anteil von 57.0 % der gültigen Zweitstimmen. Der gemeinsame Anteil der Bundesregierungsparteien bei der hessischen Landtagswahl am 08.10.1978 beträgt 50.9 % der gültigen Zweitstimmen. Zwischen dem ersten und dem zweiten Bundestagswahltermin liegen 48 Monate Zeit. Um jetzt die gemeinsamen erwarteten Stimmen der Regierungskoalition auf der Bundesebene zum Zeitpunkt der Landtagswahl zu ermitteln, werden lineare Interpolationen durchgeführt:

Table 1: Konstruktion der abhängigen Variable „Relativer Stimmenanteil“

Stimmen (%) bei BTW ³⁷ 1976	Stimmen (%) bei BTW 1980	Erwartete Stimmen (%) zum Zeitpunkt der LTW 1978	Beobachtete Stimmen (%) bei LTW 1978	Abhängige Variable: „Relative Stimmen“ (%)
54.2	57.0	55.6	50.9	91.5

Die Entwicklung der Stimmenanteile zwischen zwei Bundestagswahlterminen wird dabei als kontinuierlich angenommen (vgl. Dinkel 1977: 349). Im Falle eines linearen Verlaufs der Stimmentwicklung über die Legislaturperiode zwischen 1976 und 1980, hätten die Parteien der Bundesregierung zum Zeitpunkt der hessischen Landtagswahl, diese fand 24 Monate nach

³⁷ „BTW“ bedeutet Bundestagswahl, „LTW“ bedeutet Landtagswahl.

der 1976er Bundestagswahl statt, genau 55.6 % der gültigen Zweitstimmen erwarten dürfen. Folgende Berechnung liegt dem „erwarteten Stimmenanteil“ zugrunde (lineare Interpolation):

- a.) $57.0 \% \text{ (gemeinsamer Stimmenanteil bei der BTW nach der LTW)} - 54.2 \% \text{ (gemeinsamer Stimmenanteil bei der BTW vor der LTW)} = 2.8 \%$
- b.) $2.8 \% : 48 \text{ Monate (zeitlicher Abstand zwischen den beiden BTW)} \cdot 24 \text{ Monate (zeitlicher Abstand zwischen LTW und der vorhergehenden BTW)} = 1.4 \%$
- c.) $54.2 \% \text{ (gemeinsamer Stimmenanteil bei der BTW vor der LTW)} + 1.4 \% = \underline{55.6 \%}$

Tatsächlich kamen die Bundesregierungsparteien bei der hessischen Landtagswahl am 08.10.1978 aber nur auf einen gemeinsamen Stimmenanteil von 50.9%. Damit erhielt die Koalition aus SPD und FDP lediglich 91.5 % der erwarteten Stimmen. Der „relative Stimmenanteil“ beträgt hier also 91.5 %. Es liegt also ein „relativer Stimmenverlust“ der Bundesregierung bei dieser Landtagswahl vor. Folgende Berechnungen wurden hierzu durchgeführt:

- d.) $50.9 \% \text{ (gemeinsamer Stimmenanteil bei der LTW)} : 55.6 \% \text{ (erwarteter Stimmenanteil zum Zeitpunkt der LTW)} = 0.915$
- e.) $0.915 \cdot 100 \% = \underline{91.5 \%}$ (relativer Stimmenanteil)

Dieses Verfahren wurde nun in einer identischen Art und Weise auf alle zu untersuchenden Landtagswahlen im Beobachtungszeitraum von 1976 bis 2002³⁸ angewendet. Dabei war im untersuchten Zeitraum die Machtverteilung in Bonn bzw. Berlin wie folgt:

- 03.10.1976 – 05.10.1980: Regierungskoalition aus SPD und FDP
- 05.10.1980 – 17.09.1982: Regierungskoalition aus SPD und FDP
- 17.09.1982 – 01.10.1982: SPD – Minderheitenregierung (ohne FDP)
- 01.10.1982 – 06.03.1983: Regierungskoalition aus CDU und FDP³⁹
- 06.03.1983 – 27.09.1998: Regierungskoalition aus CDU und FDP
- seit 27.09.1998: Regierungskoalition aus SPD und GRÜNE

³⁸ Dinkel (1977) analysiert dagegen den Zeitraum 1949-1972.

³⁹ Die Koalition zwischen SPD und FDP zerbricht am 17.09.1982. Das im Anschluss daran gebildete SPD – Minderheitenkabinett kann sich jedoch nicht lange halten. Am 01.10.1982 wird der amtierende Bundeskanzler Helmut Schmidt (SPD) durch ein konstruktives Misstrauensvotum im Bundestag gestürzt. Im Anschluss daran wird sein Rivale Helmut Kohl (CDU) mit der Stimmenmehrheit von CDU/CSU und FDP zum neuen Nachfolger gewählt. Schließlich kommt es am 17.12.1982 zu einer verabredungsgemäßen Niederlage des neuen Bundeskanzlers Helmut Kohl bei der Abstimmung über die von ihm gestellte Vertrauensfrage. Als Folge davon wird der Bundestag aufgelöst und es werden Neuwahlen ausgeschrieben. Am 06.03.1983 entscheidet die Koalition aus CDU und FDP diese Neuwahlen für sich und regiert fort da an bis Ende 1998.

Nach sorgfältiger Überlegung werden alle Landtagswahlen, welche im Zeitraum 05.10.1980 – 06.03.1983 stattfanden, aus der Analyse ausgeschlossen. Meine Entscheidung hierzu begründe ich folgendermaßen: Aufgrund der politischen Turbulenzen in dieser Zeit müssten die erwarteten Stimmenanteile im Lichte zweier Regierungswechsel, welche auch noch innerhalb einer sehr kurzen Zeitspanne stattfanden, berechnet werden. Das Hauptproblem hierbei ist eine ständige Variation der Bezugspunkte, was eine Berechnung und Interpretation der benötigten Trendwerte wenig sinnvoll macht. Beispiel: Fällt eine Landtagswahl in den Zeitraum zwischen 01.10.1982 und 06.03.1983⁴⁰, so lassen sich die erwarteten Stimmenanteile der CDU-FDP-Regierungskoalition zum Zeitpunkt dieser Landtagswahl deswegen nicht vernünftig interpretieren, weil bei der vorhergehenden Bundestagswahl am 05.10.1980⁴¹ eine ganz andere Regierungskoalition, nämlich die SPD und die FDP, in Bonn an der Macht war! Dagegen bereitet die Interpretation der erwarteten Stimmenanteile in den anderen Legislaturperioden keine Probleme. Insgesamt werden bei der nun folgenden Analyse 74 Landtagswahlen berücksichtigt. Die Datenbasis begründet sich hierbei ausschließlich auf die amtliche Wahlstatistik.

3.2. Der Wahlzyklus in der BRD: Entwicklungsverlauf der relativen Stimmenanteile

Bevor ein Regressionsansatz entwickelt werden kann, erfolgt zunächst eine kurze univariate Beschreibung der abhängigen Variable anhand ausgewählter statistischer Kennwerte:

Tabelle 2: Deskriptive Kennwerte zur Verteilung der abhängigen Variable

	Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Westdeutschland	91.35 %	7.87 %	58
Ostdeutschland	82.72 %	23.51 %	16
Gesamt	89.48 %	13.22 %	74

Betrachtet man die Tabelle 2 dann wird sofort erkennbar, dass die jeweils amtierenden Regierungsparteien bei den Landtagswahlen im Durchschnitt nur 89.48 % der erwarteten Stimmen erhielten. Dabei waren die relativen Stimmenverluste in den neuen Bundesländern im Mittel höher als in den alten Bundesländern. Auch eine Betrachtung der Streuung gibt bereits erste Hinweise auf das zugrundeliegende Wahlverhalten: Ostdeutschland weist eine ca.

⁴⁰ Die betrifft z.B. die bayerische Landtagswahl am 10.10.1982.

⁴¹ Dieser Termin ist die letzte zurückliegende Bundestagswahl aus Sicht der betrachteten Landtagswahl. Die Neuwahlen zum deutschen Bundestag fanden ja erst wieder am 06.03.1983 statt.

dreimal so hohe Standardabweichung auf der abhängigen Variable auf wie Westdeutschland. Dies lässt auf ein viel instabileres und weniger konsistentes Wahlverhalten in den neuen Bundesländern schließen.

Als nächstes berechne ich eine Regression der relativen Stimmenanteile gegen die Zeit. Dabei sind laut Dinkels Wahlzyklusmodell die höchsten Stimmeneinbrüche tendenziell in der Mitte einer Legislaturperiode zu erwarten. Wird dagegen eine Landtagswahl in zeitlicher Nähe zu einer Bundestagswahl abgehalten, also wenige Monate vorher oder kurz nachher, dann wird ein eher geringerer relativer Stimmenverlust der Regierungsparteien prognostiziert (vgl. Dinkel 1977: 350). Im Gegensatz zu Dinkel verwende ich bei meiner bivariaten Datenanalyse eine etwas abweichende Modellspezifikation:

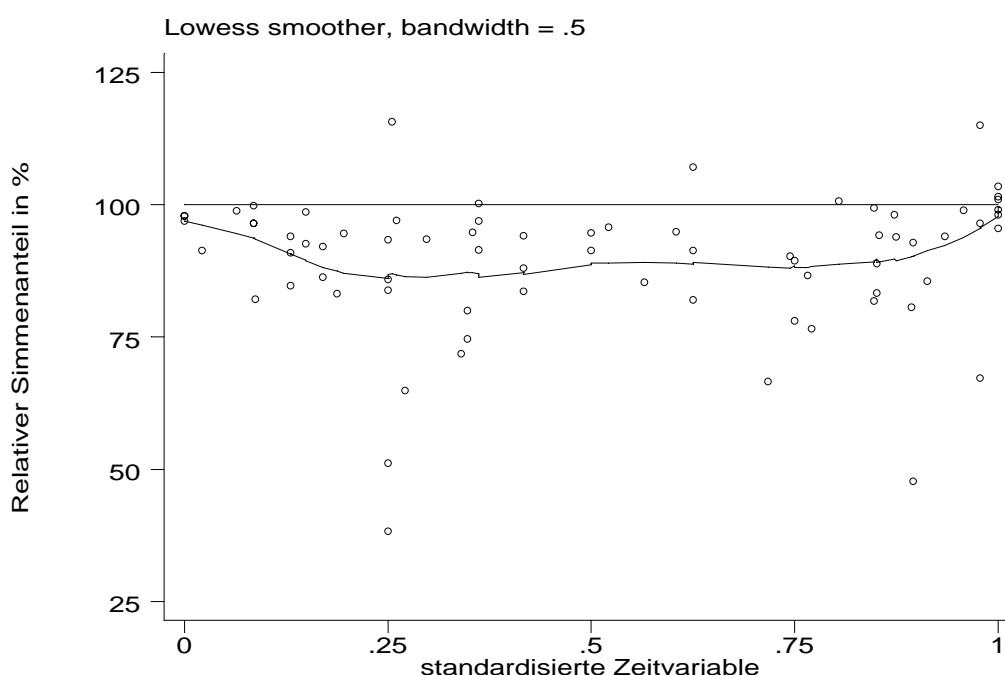
- Bei der unabhängigen Zeitvariable verwende ich nicht Absolutwerte (also Monate), sondern setze für jede Landtagswahl die Anzahl der Monate, die seit der letzten Bundestagswahl vergangen sind, in Verhältnis zur Dauer der betreffenden Legislaturperiode. Der Wertebereich dieser standardisierten Zeitvariable liegt somit zwischen 0 und 1. Dies möchte ich wiederum am Beispiel der hessischen Landtagswahl vom 08.10.1978 näher erläutern: Zwischen der hessischen Landtagswahl und der vorhergehenden Bundestagswahl, diese fand am 03.10.1976 statt, liegen 24 Monate. Die Dauer der Legislaturperiode, in welche die hessische Landtagswahl fällt, beträgt 48 Monate.⁴² Um den standardisierten Wert der Zeitvariable zu ermitteln, wird jetzt einfach der Quotient gebildet: 24 Monate : 48 Monate = 0.5. Die anderen 73 Werte werden analog berechnet. Der Vorteil dieser Vorgehensweise liegt nun darin begründet, dass die standardisierten Werte unabhängig von der Dauer einer Legislaturperiode interpretiert werden können. Dies ist insbesondere dann von Relevanz, wenn Legislaturperioden mit jeweils unterschiedlich langen Zeitspannen verglichen werden sollen. So auch in dieser Untersuchung.
- Statt OLS-Regressionen verwende ich bei meinen graphischen Analysen einen nichtparametrischen Regressionsansatz. Der Hauptvorteil gegenüber Dinkels Vorgehensweise ist dabei, dass kein funktionaler Zusammenhang vorgegeben wird.⁴³

⁴² Zeitspanne (in Monaten) zwischen der Bundestagswahl am 03.10.1976 und der Bundestagswahl am 05.10.1980. Allgemein fungieren als Bezugspunkte immer die beiden Bundestagswahlen, zwischen denen die jeweils betrachtete Landtagswahl liegt.

⁴³ Dinkel (1977: 350) hat einen U-förmigen Zusammenhang zwischen dem relativen Stimmenanteil und der Zeit vermutet und daher eine nichtlineare OLS-Regression mit einem quadratischen Zeitterm modelliert. Nicht-parametrische Modellansätze treffen hingegen a priori keine Annahmen über den funktionalen Zusammenhang zwischen den beiden Variablen.

Vielmehr ergibt sich die Art des Zusammenhangs direkt aus den Daten. Die Glättungskurven der nun folgenden Graphiken geben also jeweils eine nichtparametrische Regression wieder. Das speziell hier verwendete Verfahren ist ein sogenannter „Locally Weighted Scatterplot-Smoother“ (kurz: „LOWESS“)⁴⁴ mit einem Glättungsparameter von 0.5:

Abbildung 2: Die relativen Stimmenanteile im standardisierten Zeitverlauf einer Legislaturperiode (Methode: LOWESS)



Wären die Landtagswahlen unabhängig von den Bundestagswahlen, so müssten die relativen Stimmenanteile zufällig, also in Form einer Normalverteilung, um die 100 % - Marke streuen. Dies ist hier eindeutig nicht der Fall. Vielmehr scheint bei der Betrachtung der Regressionslinie, welche deutlich unterhalb der eingezeichneten 100 % - Marke verläuft, die Annahme eines Wahlzyklus nicht ganz abwegig zu sein. Während die relativen Stimmenanteile zum Anfang und am Ende einer Legislaturperiode noch am höchsten sind, sinken sie mit zunehmenden zeitlichen Abstand zu einer Bundestagswahl recht schnell auf ein wesentlich geringeres Niveau ab.⁴⁵ Auch sind sofort einige sehr niedrige bzw. ungewöhnlich

⁴⁴ Diese Methode wurde ursprünglich von Cleveland (1979) entwickelt. Zu einer genauen Darstellung der Logik von LOWESS, vgl. Schnell (1994: 109-113).

⁴⁵ Allerdings erinnert der Kurvenverlauf weniger an ein „U“, sondern eher an die Form einer Badewanne mit einem leichten Plateau in der Mitte. Damit ist die zyklische Form im Zeitraum 1976-2002 nicht mehr ganz so eindeutig erkennbar, wie noch bei der Analyse des Zeitraums 1949-1972 durch Dinkel (1977).

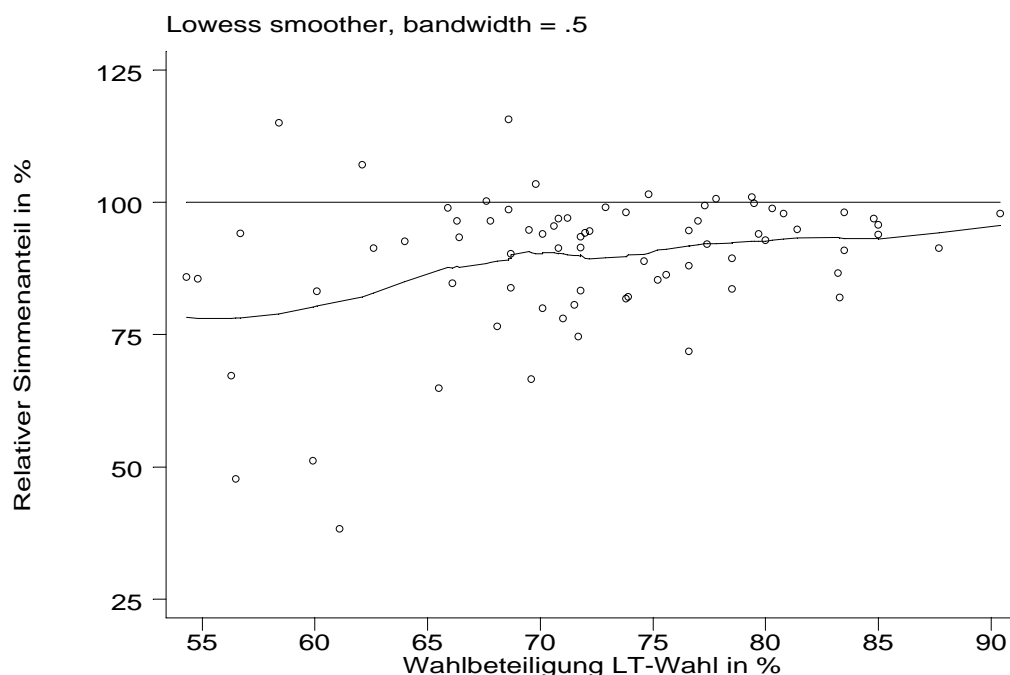
hohe Werte der abhängigen Variable erkennbar. Hierbei handelt es sich zumeist um Landtagswahlen in den neuen Bundesländern, ein weiteres Indiz für die ausgesprochen hohe Volatilität des Wahlverhalten in Ostdeutschland.

Bei der Suche nach den Ursachen für die systematischen Stimmenverluste der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen, wurde im Theorieteil die Vermutung geäußert, dass es einen Zusammenhang zwischen der Höhe der Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen und den relativen Stimmenanteilen der Bundesregierungsparteien geben könnte (vgl. Hypothese 1). Diese erste Hypothese wird im folgenden mit Aggregatdaten empirisch getestet.

3.3. Zur Erklärungskraft der Wahlbeteiligungshypothese (H1): Empirische Befunde auf der Makroebene

Einen ersten Eindruck über den Zusammenhang zwischen der Höhe der Wahlbeteiligung bei Landtagswahlen und dem relativen Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien vermittelt die folgende Graphik:

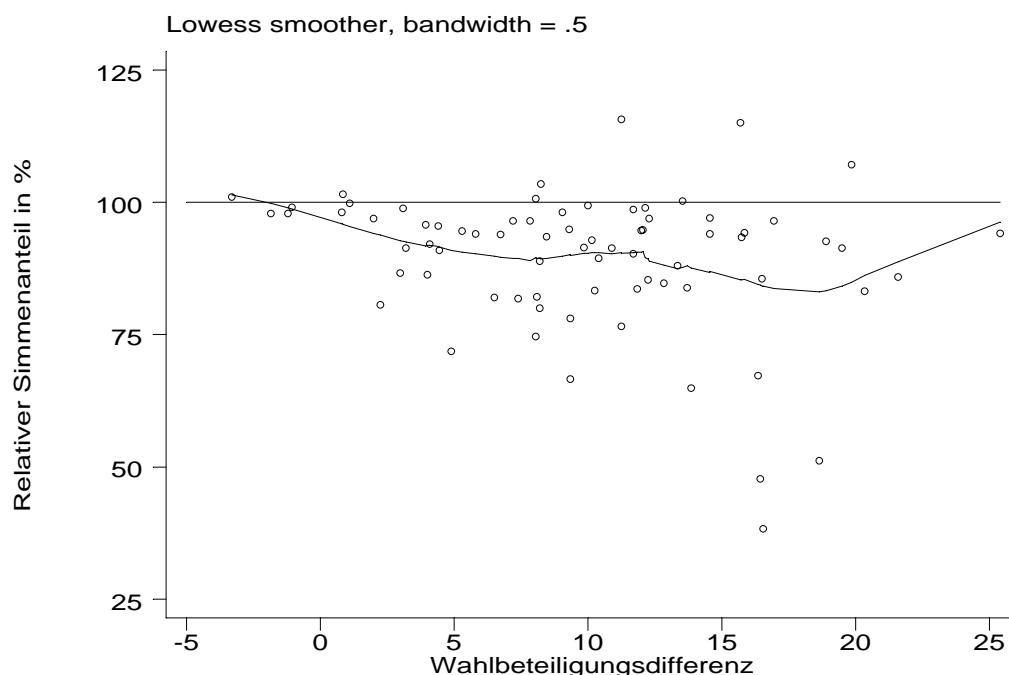
Abbildung 3: Bivariater Zusammenhang zwischen den relativen Stimmenanteilen und der Höhe der Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen (Methode: LOWESS)



Betrachtet man den Verlauf der Linie, so scheint sich die Vermutung zunächst zu bestätigen: Niedrige Wahlbeteiligungen gehen tendenziell mit höheren relativen Stimmenverlusten (d.h. mit niedrigeren relativen Stimmenanteilen) der Bundesregierungsparteien einher.

Die Betrachtung der Wahlbeteiligungshöhe bei Landtagswahlen stellt jedoch nicht die einzige Möglichkeit dar, die Funktion der Wahlbeteiligung zu analysieren. Eine weitere Operationalisierungsvariante besteht in der Konstruktion einer Variablen, welche nicht die Höhe der jeweiligen Landtagswahlbeteiligung erfasst, sondern vielmehr deren relative Veränderung zur Bundestagswahlbeteiligung abbildet. In Anlehnung an Dinkel (1977) habe ich diese alternative Wahlbeteiligungsvariable konstruiert als „Differenz zwischen der Wahlbeteiligung bei der Landtagswahl und dem Durchschnitt der beiden vor und nach diesem Termin stattfindenden Bundestagswahlen im betreffenden Bundesland“ (Dinkel 1977: 353f.). Sie sei im folgenden „Wahlbeteiligungsdifferenz“ genannt. Das Verhältnis dieser Variable zum relativen Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien bildet die nächste Graphik ab. Erwartet wird ein negativer Zusammenhang, d.h. wenn in einem Bundesland die Wahlbeteiligungsdifferenz besonders groß ist (die Wahlbeteiligung im Verhältnis zur Bundestagswahl also relativ stark gesunken ist), dann sollten die relativen Stimmenanteile für die Bundesregierungsparteien besonders gering ausfallen:

Abbildung 4: Bivariater Zusammenhang zwischen den relativen Stimmenanteilen und der Wahlbeteiligungsdifferenz bei den Landtagswahlen (Methode: LOWESS)



Dieses Bild ist nicht mehr ganz so eindeutig. Der relative Stimmenanteil sinkt zunächst wie erwartet mit größer werdenden Wahlbeteiligungsdifferenzen ab. Bei den höchsten Differenzen jedoch macht die Linie einen Knick und die relativen Stimmenanteile steigen wieder an.

Nach diesen graphischen Betrachtungen werde ich nun die Effekte beider Wahlbeteiligungsvariablen gemeinsam abschätzen. Zu diesem Zweck verlasse ich den nichtparametrischen Regressionsansatz und spezifiziere stattdessen ein multiples OLS-Regressionsmodell. Neben den beiden Wahlbeteiligungsvariablen, berücksichtige ich als weitere Kontrollvariable den „Amtsbonus“ der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen. Der Amtsbonus ist eine 0/1 – kodierte dichotome Variable:

- Eine 1 bedeutet, dass die Parteien der Bundesregierung im betreffenden Bundesland auch den amtierenden Ministerpräsidenten stellen (Amtsbonus).
- Eine 0 bedeutet, dass die Bundesregierungsparteien bei der betreffenden Landtagswahl jeweils nur den Herausforderer stellen (kein Amtsbonus).

Wie im Theorieteil bereits dargelegt, können die Regierungsparteien oftmals vom Amtsbonus eines beliebten Ministerpräsidenten profitieren, sofern er natürlich aus ihren eigenen Reihen kommt. Mit anderen Worten: Ein Amtsbonus lässt ein weniger starkes Absinken des relativen Stimmenanteils der Regierungsparteien bei den Landtagswahlen erwarten. Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen lässt sich das folgende multiple lineare Regressionsmodell formulieren:

$$\text{RELSTIM}_{(i)} = b_0 + b_1 \cdot \text{WBLTW}_{(i)} + b_2 \cdot \text{DWB}_{(i)} + b_3 \cdot \text{INCUM}_{(i)} + \epsilon_{(i)}$$

wobei:

- $\text{RELSTIM}_{(i)}$ = Relativer Stimmenanteil der Bundesregierungsparteien (in %) bei der i - ten Landtagswahl
- $\text{WBLTW}_{(i)}$ = Höhe der Wahlbeteiligung (in %) bei der i - ten Landtagswahl
- $\text{DWB}_{(i)}$ = (Wahlbeteiligungsmittelwert der beiden vor und nach der i - ten Landtagswahl stattfindenden Bundestagswahlen im betreffenden Bundesland) minus (Höhe der Wahlbeteiligung bei der i - ten Landtagswahl) = Wahlbeteiligungsdifferenz (in %)

- $INCUM_{(i)}$ = Amtsbonus bei der i - ten Landtagswahl (0 = Bundesregierungsparteien stellen den Herausforderer; 1 = Bundesregierungsparteien stellen den Ministerpräsidenten)
- $e_{(i)}$ = stochastischer Störterm für die i - te Landtagswahl

In einem ersten Schritt habe ich das Regressionsmodell für alle 74 Landtagswahlen geschätzt. Danach wurde das gleiche Modell getrennt für die alten und neuen Bundesländer berechnet. Die folgenden Werte konnte ich dabei ermitteln:

Tabelle 3: Empirischer Test der ersten Hypothese (Methode: multiple OLS-Regressionen)

	Alle Landtagswahlen (1976 – 2002)	Alte Bundesländer (1976 – 2002)	Neue Bundesländer (1990 – 2002)
Konstante	39.160 (1.58)	67.136 (2.96)***	58.337 (0.48)
WBLTW (+) (Höhe der Wahlbeteiligung)	0.625 (2.13)**	0.271 (1.02)	0.204 (0.13)
DWB (-) (Wahlbeteiligungsdifferenz)	0.134 (0.34)	0.341 (0.96)	- 0.792 (- 0.47)
INCUM (+) (Amtsbonus)	7.203 (2.48)**	1.711 (0.81)	27.477 (2.73)**
R ²	0.170	0.030	0.549
Adj. R ²	0.135	- 0.024	0.437
F – Statistik	4.79***	0.56	4.87**
N	74	58	16
erwartetes Vorzeichen in Klammern neben Variablenname; t-Statistik in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten; abhängige Variable ist RELSTIM (relative Stimmen); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)			

Die Ergebnisse, vor allem der Wahlbeteiligungsvariablen, sind im wesentlichen als enttäuschend zu bezeichnen.⁴⁶ Der Regressionskoeffizient der Wahlbeteiligungshöhe weist bei allen drei Modellen jeweils das erwartete positive Vorzeichen auf, ist jedoch nur für das Gesamtmodell signifikant auf einem der konventionellen Niveaus. Bei der Wahlbeteiligungsdifferenz lässt sich lediglich für die neuen Bundesländer das erwartete negative Vorzeichen beobachten, wobei allerdings der t-Test hier ein nicht-signifikantes

⁴⁶ Am besten schneidet noch die Amtsbonusvariable ab. Der entsprechende Regressionskoeffizient hat bei allen drei Modellen das erwartete positive Vorzeichen und ist in zwei Fällen signifikant.

Ergebnis ausweist. Nach der Betrachtung der einzelnen Koeffizienten ist eine Beurteilung des Modellfits erforderlich. Eine Maßzahl zur Beurteilung der Gesamtgüte des jeweiligen Modells ist das „adjustierte R^2 “.⁴⁷ Während die Modellanpassung für die alten Bundesländer als ausgesprochen schlecht bezeichnet werden kann, zeigt sich im Gegensatz dazu beim Modell für die neuen Bundesländer, mit einem adjustierten R^2 von 0.437, ein relativ guter Fit.

Im Lichte dieser Befunde würde ich für die alten Bundesländer die Wahlbeteiligungshypothese auf jeden Fall verwerfen. Dagegen ist bei den neuen Bundesländern ein genaueres Hinsehen erforderlich, denn wie ich im folgenden darlegen werde, leidet das hier spezifizierte Wahlbeteiligungsmodell unter einem ernsthaften Multikollinearitätsproblem: Allgemein liegt ein „Multikollinearitätsproblem“ dann vor, wenn bei einer multiplen Regression die unabhängigen Variablen untereinander hoch korreliert sind (vgl. Schnell 1994: 246f.). Dadurch werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten sehr groß und die Schätzungen unpräzise. Als Konsequenz davon, können weder die Vorzeichen noch die Koeffizientengrößen sinnvoll interpretiert werden.⁴⁸ Da sich aufgrund von hohen Korrelationen der unabhängigen Variablen die einzelnen Effekte auf die abhängige Variable nicht mehr vernünftig voneinander trennen lassen, wird häufig empfohlen eine oder mehrere unabhängige Variablen aus der Regressionsgleichung auszuschließen (vgl. Backhaus et al. 2003: 90). Ein formaler Ansatz zur Aufdeckung von Multikollinearität besteht in der Ermittlung von sog. „Varianzinflationsfaktoren“ (VIF). Diese sind folgendermaßen definiert (vgl. Berk 2004: 121):

$$VIF_j = 1 : (1 - R_j^2)$$

wobei:

- R_j^2 = Determinationskoeffizient für die Regression einer unabhängigen Variable X_j gegen alle übrigen unabhängigen Variablen des Modells.

⁴⁷ Im Gegensatz zum Determinationskoeffizienten R^2 kann der adjustierte Determinationskoeffizient bei zunehmend komplexer werdenden Modellen sinken und im Extremfall sogar negativ werden. Dadurch wird die Forschung eher angehalten möglichst sparsame Modelle zu entwerfen, d.h. Modelle bei denen mit einigen wenigen unabhängigen Variablen möglichst viel Varianz der abhängigen Variablen erklärt werden kann (vgl. Kühnel/Krebs 2001: 555). Die Formel lautet $Adj. R^2 = 1 - (n-1) : (n-k) \cdot (1 - R^2)$; wobei k die Anzahl der Modellparameter ist und n die Fallzahl darstellt.

⁴⁸ Auch werden überproportional häufig nicht-signifikante Regressionskoeffizienten ausgewiesen (vgl. Menard 2002: 76).

VIF lässt sich für jede einzelne der unabhängigen Variablen berechnen. Dabei sind hohe Werte von VIF als Hinweis für Multikollinearität zu werten. In der Literatur findet man allerdings keine einheitliche Meinung darüber, was unter einem „hohen Wert“ zu verstehen ist. So sieht beispielsweise Berk (2004: 121) VIF-Werte über fünf als problematisch an. Dies ist eine relativ konservative Daumenregel. Für Chatterjee et al. (2000: 240) deuten dagegen erst VIF-Werte, welche größer als zehn sind, auf ernsthafte Multikollinearitätsprobleme hin. Bezogen auf das oben spezifizierte Wahlbeteiligungsmodell konnte ich folgende Varianzinflationsfaktoren ermitteln:

Tabelle 4: Überprüfung auf Multikollinearität (VIF-Werte)

	Alle Landtagswahlen (1976 – 2002)	Alte Bundesländer (1976 – 2002)	Neue Bundesländer (1990 – 2002)
WBLTW (Höhe der Wahlbeteiligung)	2.78	3.24	9.42
DWB (Wahlbeteiligungsdifferenz)	2.75	3.23	9.11
INCUM (Amtsbonus)	1.03	1.01	1.12

Während die ersten beiden Modellvarianten akzeptable Werte aufweisen, ist das Modell für die neuen Bundesländer durch Multikollinearität gefährdet. Die Werte 9.42 bzw. 9.11 bei den beiden Wahlbeteiligungsvariablen⁴⁹ liegen deutlich über den von Berk vorgeschlagenen Grenzwert von fünf. Aus diesem Grund berechne ich erneut eine Regression für die neuen Bundesländer, schließe dabei aber jeweils eine der beiden Wahlbeteiligungsvariablen aus:

⁴⁹ Bei der Berechnung des einfachen Korrelationskoeffizienten nach Pearson für die beiden Wahlbeteiligungsvariablen im Modell für Ostdeutschland, lässt sich ein starker negativer Zusammenhang von -0.94 feststellen.

Tabelle 5: Reduzierte Modelle für Ostdeutschland (Methode: multiple OLS-Regressionen)

	Neue Bundesländer (ohne DWB) (1990 – 2002)	Neue Bundesländer (ohne WBLTW) (1990 – 2002)
Konstante	4.157 (0.12)	73.942 (6.93)***
WBLTW (+) (Höhe der Wahlbeteiligung)	0.895 (1.73)	
DWB (-) (Wahlbeteiligungsdifferenz)		-0.999 (-1.80)*
INCUM (+) (Amtsbonus)	28.538 (3.00)***	27.303 (2.85)***
R ²	0.541	0.549
Adj. R ²	0.470	0.479
F – Statistik	7.66***	7.90***
N	16	16
erwartetes Vorzeichen in Klammern neben Variablenname; t-Statistik in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten; abhängige Variable ist RELSTIM (relative Stimmen); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%-Niveau ($p \leq 0.01$)		

Die ermittelten Schätzungen deuten diesmal auf eine etwas verbesserte Modellanpassung hin: Das adjustierte R² ist mit Werten von 0.470 bzw. 0.479 leicht angestiegen und auch die ermittelten F-Statistiken lassen erkennen, dass das jeweilige Regressionsmodell als „Ganzes“ signifikant ist.⁵⁰ Des Weiteren weisen beide Wahlbeteiligungskoeffizienten bei einer getrennten Betrachtung das jeweils erwartete Vorzeichen auf, zudem ist der Koeffizient der Wahlbeteiligungsdifferenz signifikant auf dem 10%-Niveau. Aber auch der Regressionskoeffizient für die Höhe der Wahlbeteiligung liegt mit einem empirischen Signifikanzniveau von 10.8% nur sehr knapp über der konventionellen 10%-Marke, daher werde ich diesen Befund bei meinen Schlussfolgerungen ebenfalls berücksichtigen.⁵¹ In diesem Zusammenhang weise ich allerdings darauf hin, dass die sehr geringe Fallzahl von lediglich 16 ostdeutschen Landtagswahlen eine Restriktion für die Generalisierbarkeit der Befunde darstellt. Im Idealfall müsste man also weitere 10 Jahre abwarten, bis genügend ostdeutsche Landtagswahlergebnisse vorliegen würden. Da dies aber im Rahmen meiner Diplomarbeit nicht möglich ist, entscheide ich mich für eine vorläufige Bestätigung der

⁵⁰ Genauer gesagt lautet beim F-Test die Nullhypothese: Das R² ist in der Grundgesamtheit gleich Null (vgl. Kohler/Kreuter 2001: 189). In beiden Fällen kann die Nullhypothese bei einer beobachteten Alpha-Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0.01 verworfen werden ($p \leq 0.01$).

⁵¹ Der entsprechende p-Wert beträgt hier 0.108.

Wahlbeteiligungshypothese in den neuen Bundesländern: Geringe Wahlbeteiligungen bzw. hohe Wahlbeteiligungsdifferenzen bei ostdeutschen Landtagswahlen gehen der Tendenz nach mit niedrigen relativen Stimmenanteilen der jeweils amtierenden Bundesregierungsparteien einher.

3.4. Zwischenfazit

Im Rahmen meiner Aggregatdatenanalyse konnte ich für die *alten Bundesländer* keine empirischen Hinweise auf einen eventuellen Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung bei Landtagswahlen und dem Ausmaß des Midterm-Verlustes der Bundesregierungsparteien im Zeitraum 1976-2002 feststellen. Dies deute ich als Indiz dafür, dass die Stimmeneinbrüche bei den westdeutschen Landtagswahlen in erster Linie auf unzufriedene Wechselwähler zurückzuführen sind, welche in einer Art Referendum der Bundesregierung einen Denkkzettel verpassen wollen, indem sie ihre Stimme vorübergehend den Oppositionsparteien geben. Allerdings sind diese Befunde nicht besonders überraschend. Schon Dinkel (1977) verwarf in seiner empirischen Studie für den Zeitraum 1949-1972 die Nichtwählerannahme (vgl. S. 12 in meinem Theorieteil), da er keinerlei Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung und den relativen Stimmenanteilen der Regierungsparteien finden konnte: „Über die Ursachen der Regierungsverluste kann somit insoweit entschieden werden, als dafür die Wechsler vom Typ II [damit sind im Sinne von Max Kaase (1967) Wechselwähler gemeint, welche bei Bundestagswahlen für die Parteien der Bundesregierung stimmen, dazwischen aber die Opposition unterstützen] verantwortlich sein müssen, wenn sich ein Zusammenhang mit der Wahlbeteiligung nicht herstellen lassen sollte.“ (Dinkel 1977: 353).

Im Gegensatz dazu deuten meine empirischen Ergebnisse für die Landtagswahlen in den *neuen Bundesländern* auf eine andere Wahldynamik hin. Bei der Analyse des Zeitraums 1990-2002 konnte ich hier nämlich, im Gegensatz zu den alten Bundesländern, einen Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung und den Stimmenverlusten der Bundesregierungsparteien feststellen. Dies könnte bedeuten, dass bei Landtagswahlen im ostdeutschen Teil der Republik die Anhänger der Bundesregierung schwerer zu einer Stimmabgabe zu mobilisieren sind, als Anhänger der Bundesoppositionsparteien. Die daraus resultierenden überproportional hohen Anteile der Regierungssympathisanten an der Gruppe der Nichtwähler könnten somit, zumindest teilweise, für den Midterm-Verlust der Bundesregierung bei den Landtagswahlen in Ostdeutschland verantwortlich sein. Allerdings

sollte dies nicht als ein Argument gegen die Wechselwählerannahme verstanden werden. Vielmehr ist davon auszugehen, dass in den neuen Bundesländern beide Mechanismen wirksam sind. Nach dieser Betrachtung auf der Aggregatebene, werde ich nun im folgenden den zusätzlichen Versuch unternehmen, die Nichtwählerannahme mit Individualdaten empirisch zu überprüfen.

4. Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese (H2) mit Mikrodaten

4.1. Datengrundlage

Die Nichtwählerannahme geht davon aus, dass bei den Landtagswahlen überproportional viele potentielle Regierungswähler in das Lager der Nichtwähler wechseln. Von diesem Wahlboykott der Regierungsanhänger bei Landtagswahlen würden daher insbesondere die Oppositionsparteien profitieren. Diese könnten nämlich das Protestpotential ihrer Wählerschaft wesentlich besser mobilisieren. Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen werde ich nun meine zweite Hypothese anhand von Individualdaten empirisch überprüfen. Diese postuliert für Anhänger der Bundesregierungsparteien, verglichen mit Anhängern anderer Parteien, eine höhere Nichtwahlwahrscheinlichkeit bei den Landtagswahlen (vgl. Hypothese 2). Um diese Vermutung empirisch zu testen, werde ich im folgenden alle Landtagswahlstudien der Forschungsgruppe Wahlen aus dem Zeitraum 1996-2000 analysieren. Von der Analyse eines längeren Untersuchungszeitraums werde ich aus pragmatischen Gründen absehen, denn dies würde den üblichen Umfang einer Diplomarbeit bei weitem sprengen.⁵²

Die entsprechenden Datensätze habe ich vom Zentralarchiv (ZA) für empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln bezogen.⁵³ Insgesamt analysiere ich 17 Landtagswahlstudien, wobei jedes Bundesland genau einmal vertreten ist.⁵⁴ Die folgende Tabelle gibt einen Überblick über die verwendeten Datensätze:

⁵² Zudem ist die Analyse eines längeren Zeitraums auch deswegen problematisch, weil im Laufe der Zeit die Frageformulierungen mehrfach verändert wurden. Eine Konstanz des Messinstruments ist somit über einen längeren Zeitraum nicht gegeben. Dies macht einen Vergleich von zeitlich weit auseinanderliegenden Landtagswahlstudien besonders schwierig.

⁵³ Ein aktuellerer Betrachtungszeitraum wurde deswegen nicht gewählt, weil die technische Aufbereitung und Dokumentation der neuesten Landtagswahlstudien im ZA noch nicht abgeschlossen ist. Außerdem ist der Zugang zu den aktuelleren Landtagswahlstudien mit Einschränkungen versehen (vgl. hierzu die Zugangsklassen der einzelnen Studien im Datenbestandskatalog des Zentralarchivs).

⁵⁴ Ausnahme: Schleswig-Holstein 1996 und 2000.

Tabelle 6: Übersicht der analysierten Landtagswahlstudien

Landtagswahldatum	ZA-Nummer der Landtagwahlstudie	Bundesland	N
24.03.1996	2913	Baden-Württemberg	951
24.03.1996	2914	Rheinland-Pfalz	892
24.03.1996	2915	Schleswig-Holstein	937
21.09.1997	3030	Hamburg	958
01.03.1998	3031	Niedersachsen	1031
26.04.1998	3032	Sachsen-Anhalt	1021
13.09.1998	3167	Bayern	996
27.09.1998	3168	Mecklenburg-Vorpommern	982
07.02.1999	3120	Hessen	1001
06.06.1999	3169	Bremen	1000
05.09.1999	3895	Brandenburg	949
05.09.1999	3896	Saarland	972
12.09.1999	3898	Thüringen	1017
19.09.1999	3897	Sachsen	1009
10.10.1999	3894	Berlin	1609
27.02.2000	3435	Schleswig-Holstein	1017
14.05.2000	3436	Nordrhein-Westfalen	1016

Bei allen 17 Umfragen wurden die befragten Zielpersonen zunächst zufällig ermittelt.⁵⁵ Anschließend wurden die Daten anhand standardisierter Fragebögen, im Rahmen von Telefoninterviews, erhoben.⁵⁶

4.2. Operationalisierung der theoretischen Konzepte und Beschreibung der Variablen

Der empirischen Überprüfung meiner zweiten Hypothese liegen die folgenden Variablen zugrunde:

- Die abhängige Variable $WT_{(i)}$ („Teilnahme an der Landtagswahl für das i - te Individuum“) habe ich auf der Grundlage des Items zur Wahlbeteiligung generiert⁵⁷ und folgendermaßen codiert: 1 = geht auf jeden Fall wählen bzw. hat bereits Briefwahl

⁵⁵ Bei den durchgeführten Auswahlverfahren handelt es sich jeweils um mehrstufige Zufallsstichproben.

⁵⁶ Einzelheiten zur Datenerhebung sowie eine genaue Beschreibung der einzelnen Studien findet man in den jeweiligen Codebüchern auf der CD im Anhang.

⁵⁷ Alle Details der Variablengenerierung sind in den Stata-Log-Files auf der CD im Anhang dokumentiert. Eine Einführung in die Datenanalyse mit dem Statistikprogramm Stata findet sich bei Kohler/Kreuter (2001). Die Originalwortlaute aller verwendeten Items sind den jeweiligen Codebüchern, welche sich auf der beigefügten CD befinden, zu entnehmen.

gemacht; 2 = geht wahrscheinlich wählen; 3 = geht wahrscheinlich nicht wählen; 4 = geht auf keinen Fall wählen. Personen welche keine Angabe gemacht haben, wurden aus der Analyse ausgeschlossen. Es liegt hier ein ordinales Skalenniveau vor, d.h. die einzelnen Ausprägungen der abhängigen Variable lassen sich in eine Reihenfolge bringen, dabei ist jedoch die Größe der Abstände zwischen den einzelnen Werten ohne Bedeutung.

- Die aus der Perspektive meines Forschungsproblems zentrale Wirkgröße ist die unabhängige Variable $PI_{(i)}$ („Parteiidentifikation des i -ten Individuums“). Zunächst habe ich auf der Grundlage des Items zur Parteineigung⁵⁸, eine kategoriale Variable mit drei Ausprägungen gebildet: 1 = Befragter identifiziert sich mit einer der beiden Regierungsparteien des Bundes⁵⁹; 2 = Befragter identifiziert sich mit einer Partei der Bundesopposition bzw. einer anderen Partei⁶⁰; 3 = Befragter gibt an keine Parteiidentifikation zu besitzen. Personen, bei denen in den Originaldatensätzen die Antwortkategorie „weiß nicht“ oder „verweigert“ kodiert wurde, habe ich aus der Analyse ausgeschlossen. Damit eine unabhängige kategoriale Variable in ein Regressionsmodell aufgenommen werden kann, muss sie in ein Set von Dummy-Variablen zerlegt werden (vgl. Kohler/Kreuter 2001: 220-222; 289-291). Folglich wurden in einem nächsten Schritt drei Dummy-Variablen auf der Basis der Parteiidentifikationsvariable generiert:
 - $PIDUM1_{(i)}$: 1 = Befragter identifiziert sich mit einer der beiden Regierungsparteien des Bundes; 0 = sonst.
 - $PIDUM2_{(i)}$: 1 = Befragter identifiziert sich mit einer Partei der Bundesopposition bzw. einer anderen Partei; 0 = sonst.
 - $PIDUM3_{(i)}$: 1 = Befragter gibt an keine Parteiidentifikation zu besitzen; 0 = sonst.

Diese Dummy-Variablen habe ich schließlich unter Auslassung der Referenzkategorie $PIDUM3_{(i)}$ in das Regressionsmodell aufgenommen.⁶¹

⁵⁸ Vgl. hierzu die Codebücher auf der beigelegten CD.

⁵⁹ Bei Landtagswahlen, welche vor der Bundestagswahl am 27.09.1998 stattfanden: CDU und FDP. Bei Landtagswahlen, welche nach der Bundestagswahl am 27.09.1998 stattfanden: SPD und Grüne.

⁶⁰ Vor dem 27.09.1998: SPD; Grüne; PDS; andere Parteien. Nach dem 27.09.1998: CDU; FDP; PDS; andere Parteien.

⁶¹ Die Regressionskoeffizienten, der im Modell berücksichtigten Dummy-Variablen, werden immer relativ zu der aus dem Modell entfernten Referenzkategorie interpretiert (vgl. Kohler/Kreuter 2001: 221). In meinem Fall bilden Befragte ohne Parteiidentifikation die Referenzkategorie.

Neben diesen Kernvariablen habe ich weitere unabhängige Variablen konstruiert und als zusätzliche Kontrollgrößen in das Modell eingeführt.⁶² Diese wären im einzelnen:

- Die kategoriale Variable $POI_{(i)}$ („Politikinteresse des i - ten Individuums“) mit anschließender Dummy-Kodierung. Als Referenzkategorie dient $POIDUM3_{(i)}$:
 - $POIDUM1_{(i)}$: 1 = starkes Politikinteresse; 0 = sonst
 - $POIDUM2_{(i)}$: 1 = mittelstarkes Politikinteresse; 0 = sonst
 - $POIDUM3_{(i)}$: 1 = schwaches Politikinteresse; 0 = sonst
- Die dichotome Variable $BIL_{(i)}$ („Bildungsniveau des i - ten Individuums“) mit der Kodierung: 1 = hohes Bildungsniveau (Fachhochschulreife; Hochschulreife; Abitur; abgeschlossenes Studium an einer Fachhochschule, Hochschule oder Universität); 0 = niedriges Bildungsniveau (kein Hauptschulabschluss; Hauptschulabschluss; Mittlere Reife).
- Eine dichotome Variable $GESCHLE_{(i)}$ („Geschlecht des i - ten Individuums“) mit den Ausprägungen: 1 = männlich; 2 = weiblich.
- Schließlich $ALTER_{(i)}$ („Alter des i - ten Befragten“). Hierbei handelt es sich um eine kategoriale Variable, bei der ich ebenfalls eine Dummy-Codierung durchgeführt habe. Als Referenzkategorie habe ich $ALTDUM4_{(i)}$ verwendet:
 - $ALTDUM1_{(i)}$: 1 = 18-29 Jahre; 0 = sonstiges Alter
 - $ALTDUM2_{(i)}$: 1 = 30-44 Jahre; 0 = sonstiges Alter
 - $ALTDUM3_{(i)}$: 1 = 45-59 Jahre; 0 = sonstiges Alter
 - $ALTDUM4_{(i)}$: 1 = über 60 Jahre; 0 = sonstiges Alter

4.3. Die Funktion der Wahlbeteiligung aus der Mikroperspektive – Statistisches Modell und theoretische Erwartungen

Als erstes habe ich mit den unabhängigen Variablen für jede einzelne der 17 Landtagswahlstudien ein „Proportional-Odds-Modell“ für die Wahlbeteiligung berechnet. Diese Form der statistischen Modellierung stammt aus der Klasse der ordinalen Logit-Modelle und stellt eine Verallgemeinerung der binären logistischen Regression⁶³ auf Variablen mit mehr als zwei Ausprägungen dar (vgl. Kennedy 2003: 263; Kohler/Kreuter 2001: 300-303). Da ich bei meiner abhängigen Variable ein ordinales Skalenniveau annehme,

⁶² Die einzelnen Schritte meiner Variablengenerierung auf Basis der Originaldatensätze sind in den Stata-Log-Files auf der beigelegten CD dokumentiert.

⁶³ Eine kurze Beschreibung des binären Logit-Modells befindet sich im nächsten Kapitel meiner Arbeit (S.59)

scheint mir diese Modellierungsstrategie für die empirische Überprüfung des oben formulierten Zusammenhangs gut geeignet zu sein. Die einfachste Möglichkeit die geschätzten Regressionskoeffizienten⁶⁴ zu interpretieren, besteht in der Betrachtung ihrer Vorzeichen. Beispielsweise würde ein negatives Vorzeichen des Regressionskoeffizienten der unabhängigen Variable $PIDUM1_{(i)}$ bedeuten, dass Anhänger der Bundesregierungsparteien eine niedrigere Wahrscheinlichkeit hinsichtlich der Nichtteilnahme an einer Landtagswahl aufweisen, als Individuen ohne Parteiidentifikation (dies wären also die Befragten, welche in die Referenzkategorie fallen). Im Lichte meiner Hypothese, wonach bei Regierungsanhängern, im Vergleich zu Anhängern anderer Parteien, eine niedrigere Partizipationswahrscheinlichkeit an den Landtagswahlen vermutet wird, ist zudem eine Interpretation der relativen Größe der Regressionskoeffizienten zueinander von besonderem Interesse. So erwarte ich, dass der Koeffizient der unabhängigen Variable $PIDUM2_{(i)}$, relativ zum Koeffizienten der unabhängigen Variable $PIDUM1_{(i)}$, signifikant kleiner ist:

$PIDUM1_{(i)} > PIDUM2_{(i)}$ (theoretische Erwartung)

Wäre dies der Fall, dann könnte man daraus auf eine, relativ zu den Oppositionsanhängern, höhere Wahrscheinlichkeit des Wahlboykotts von Anhänger der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen schließen. Um diese Vermutung empirisch zu überprüfen, habe ich in einem nächsten Schritt, in jeder einzelnen der insgesamt 17 Landtagswahlstudien, einen Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten $PIDUM1_{(i)}$ und $PIDUM2_{(i)}$ durchgeführt (Nullhypothese: $PIDUM1_{(i)} = PIDUM2_{(i)}$). Folgende empirische Ergebnisse konnte ich, getrennt nach West versus Ost, ermitteln (vgl. Tabelle 7 – Tabelle 9):

⁶⁴ Die Schätzungen erfolgen auf der Grundlage des Maximum-Likelihood-Prinzips (vgl. Kennedy 2003: 278).

4. Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese (H2) mit Mikrodaten

Tabelle 7: Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese in Westdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)

	Baden-Württemberg (1996)	Bayern (1998)	Bremen (1999)	Hamburg (1997)	Hessen (1999)	NRW (2000)
PIDUM1 (Identifikation mit Regierung)	-0.533 (-2.68)***	-0.699 (-3.11)***	-0.436 (-2.06)**	-0.943 (-2.82)***	-0.242 (-1.12)	-0.983 (-5.00)***
PIDUM2 (Identifikation mit Opposition)	-0.694 (-3.27)***	-0.769 (-3.14)***	-0.519 (-1.96)**	-0.393 (-1.74)*	-0.633 (-2.63)***	-0.838 (-4.10)***
POIDUM1 (Starkes Politikinteresse)	-1.390 (-5.57)***	-2.032 (-6.88)***	-1.558 (-5.45)***	-1.810 (-6.16)***	-1.642 (-5.58)***	-1.393 (-5.80)***
POIDUM2 (Mittelstarkes Politikinteresse)	-0.748 (-3.65)***	-1.105 (-5.14)***	-0.769 (-3.41)***	-1.047 (-4.18)***	-0.995 (-4.14)***	-1.154 (-5.60)***
BIL (Bildungsniveau)	-0.379 (-1.79)*	-0.314 (-1.26)	-0.661 (-2.97)***	0.083 (0.36)	-0.171 (-0.75)	-0.352 (-1.80)*
GESCHLE (Geschlecht)	0.109 (0.64)	-0.235 (-1.22)	-0.014 (-0.07)	0.097 (0.46)	-0.330 (-1.68)*	-0.006 (-0.04)
ALTDUM1 (Alterskategorie: 18-29 Jahre)	1.393 (5.04)***	0.992 (3.08)***	1.399 (3.65)***	1.533 (4.14)***	1.193 (3.93)***	1.312 (4.53)***
ALTDUM2 (Alterskategorie: 30-44 Jahre)	0.829 (3.29)***	1.113 (3.84)***	1.631 (4.69)***	1.070 (2.94)***	0.703 (2.64)***	1.099 (4.87)***
ALTDUM3 (Alterskategorie: 45-59 Jahre)	0.676 (2.47)***	0.473 (1.39)	0.965 (2.63)***	1.200 (3.25)***	0.025 (0.08)	0.270 (1.05)
Pseudo R2	0.075	0.101	0.087	0.093	0.073	0.090
LR Chi2	99.69***	112.87***	93.51***	85.37***	79.76***	127.57***
N	901	943	809	895	926	949
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten PIDUM1 und PIDUM2 (Nullhypothese: PIDUM1 = PIDUM2); theoretische Erwartung: PIDUM1 > PIDUM2 (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von PIDUM1 und PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2
Chi2	0.49	0.07	0.10	2.67*	2.48	0.45
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige Variable ist WT (Teilnahme an Landtagswahl); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$); Referenzkategorien der Dummy-Variablen: PIDUM3 (keine Parteiidentifikation), POIDUM3 (schwaches Politikinteresse), ALTDUM4 (Alterskategorie: über 60 Jahre)						

4. Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese (H2) mit Mikrodaten

Tabelle 8: Fortsetzung der Überprüfung der zweiten Hypothese in Westdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)

	Niedersachsen (1998)	Rheinland-Pfalz (1996)	Saarland (1999)	Schleswig-Holstein (1996)	Schleswig-Holstein (2000)
PIDUM1 (Identifikation mit Regierung)	-0.314 (-1.22)	-0.857 (-3.48)***	-0.557 (-2.57)***	-0.921 (-3.35)***	-0.877 (-3.91)***
PIDUM2 (Identifikation mit Opposition)	-0.222 (-1.06)	-0.603 (-2.72)***	-0.732 (-2.92)***	-0.809 (-3.61)***	-0.503 (-2.14)**
POIDUM1 (Starkes Politikinteresse)	-1.836 (-6.53)***	-1.789 (-5.73)***	-1.344 (-4.78)***	-1.850 (-6.17)***	-1.710 (-5.97)***
POIDUM2 (Mittelstarkes Politikinteresse)	-1.033 (-4.60)***	-0.999 (-4.52)***	-0.672 (-3.13)***	-1.324 (-5.62)***	-0.816 (-3.45)***
BIL (Bildungsniveau)	-0.765 (-3.02)***	-0.078 (-0.32)	-0.384 (-1.52)	0.161 (0.62)	-0.437 (-1.75)*
GESCHLE (Geschlecht)	-0.049 (-0.26)	-0.060 (-0.31)	-0.245 (-1.29)	-0.050 (-0.25)	-0.357 (-1.82)*
ALTDUM1 (Alterskategorie: 18-29 Jahre)	1.637 (5.28)***	1.409 (4.24)***	1.195 (4.20)***	0.986 (2.89)***	1.823 (5.52)***
ALTDUM2 (Alterskategorie: 30-44 Jahre)	1.131 (3.88)***	1.231 (3.95)***	0.621 (2.52)***	1.112 (3.54)***	1.673 (5.92)***
ALTDUM3 (Alterskategorie: 45-59 Jahre)	0.414 (1.22)	0.558 (1.61)	-0.154 (-0.55)	0.965 (2.91)***	0.763 (2.46)***
Pseudo R2	0.105	0.105	0.081	0.090	0.113
LR Chi2	121.24***	111.49***	88.93***	88.14***	121.71***
N	979	839	921	887	964
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten PIDUM1 und PIDUM2 (Nullhypothese: PIDUM1 = PIDUM2); theoretische Erwartung: PIDUM1 > PIDUM2 (Alternativhypothese):					
Beobachtetes Größenverhältnis von PIDUM1 und PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2
Chi2	0.13	0.97	0.42	0.15	2.23
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige Variable ist WT (Teilnahme an Landtagswahl); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%-Niveau ($p \leq 0.01$); Referenzkategorien der Dummy-Variablen: PIDUM3 (keine Parteiidentifikation), POIDUM3 (schwaches Politikinteresse), ALTDUM4 (Alterskategorie: über 60 Jahre)					

4. Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese (H2) mit Mikrodaten

Tabelle 9: Empirische Überprüfung der zweiten Hypothese in Ostdeutschland (Methode: Proportional-Odds-Modelle; Wald-Tests)

	Berlin (1999)	Brandenburg (1999)	Mecklenburg-Vorpommern (1998)	Sachsen (1999)	Sachsen-Anhalt (1998)	Thüringen (1999)
PIDUM1 (Identifikation mit Regierung)	-0.465 (-2.64)***	-0.097 (-0.46)	-0.998 (-2.99)***	-0.311 (-1.04)	-0.741 (-2.75)***	-0.310 (-1.35)
PIDUM2 (Identifikation mit Opposition)	-1.066 (-5.84)***	-0.749 (-3.23)***	-0.335 (-1.36)	-0.864 (-4.81)***	-0.645 (-3.13)***	-1.036 (-5.39)***
POIDUM1 (Starkes Politikinteresse)	-1.802 (-8.30)***	-1.657 (-5.77)***	-1.526 (-4.44)***	-1.153 (-4.46)***	-1.438 (-5.22)***	-1.612 (-6.01)***
POIDUM2 (Mittelstarkes Politikinteresse)	-1.044 (-5.71)***	-0.580 (-2.77)***	-0.614 (-2.53)***	-0.788 (-3.96)***	-0.922 (-4.52)***	-0.888 (-4.70)***
BIL (Bildungsniveau)	-0.061 (-0.39)	-0.563 (-2.34)**	-0.411 (-1.39)	-0.712 (-3.25)***	-0.256 (-1.07)	-0.747 (-3.26)***
GESCHLE (Geschlecht)	-0.152 (-1.01)	-0.185 (-1.01)	-0.206 (-0.95)	-0.222 (-1.26)	-0.346 (-1.89)*	-0.115 (-0.69)
ALTDUM1 (Alterskategorie: 18-29 Jahre)	1.027 (4.34)***	1.685 (5.78)***	1.340 (3.77)***	1.646 (6.15)***	1.160 (3.99)***	1.099 (4.00)***
ALTDUM2 (Alterskategorie: 30-44 Jahre)	0.810 (4.09)***	1.288 (5.20)***	0.937 (3.00)***	0.938 (3.97)***	0.825 (3.22)***	1.109 (4.64)***
ALTDUM3 (Alterskategorie: 45-59 Jahre)	0.275 (1.23)	0.635 (2.26)**	0.469 (1.28)	0.366 (1.41)	0.542 (1.99)**	0.618 (2.31)**
Pseudo R2	0.091	0.091	0.078	0.092	0.073	0.100
LR Chi2	164.32***	108.42***	65.74***	124.72***	85.00***	139.61***
N	1515	715	914	937	951	958
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten PIDUM1 und PIDUM2 (Nullhypothese: PIDUM1 = PIDUM2); theoretische Erwartung: PIDUM1 > PIDUM2 (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von PIDUM1 und PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2	<i>PIDUM1 < PIDUM2</i>	PIDUM1 > PIDUM2	PIDUM1 < PIDUM2	PIDUM1 > PIDUM2
Chi2	8.52***	6.91***	3.38*	3.34*	0.11	8.33***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige Variable ist WT (Teilnahme an Landtagswahl); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%-Niveau ($p \leq 0.01$); Referenzkategorien der Dummy-Variablen: PIDUM3 (keine Parteidentifikation), POIDUM3 (schwaches Politikinteresse), ALTDUM4 (Alterskategorie: über 60 Jahre)						

4.4. Zum Einfluss der Parteiidentifikation auf die Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen (1996-2000) – Zu den Ergebnissen meiner Datenanalyse

Nach einer Betrachtung der empirischen Ergebnisse, dargestellt in den Tabellen 7-9, wird ein differenziertes Bild erkennbar:

- Für die alten Bundesländer legen die Ergebnisse eindeutig eine Verwerfung meiner zweiten Wahlbeteiligungshypothese nahe. Bei 10 von insgesamt 11 untersuchten westdeutschen Landtagswahlstudien, kann im Rahmen der Signifikanztests auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten $PIDUM1_{(i)}$ und $PIDUM2_{(i)}$, die Nullhypothese nicht verworfen werden. Einzig bei der Bürgerschaftswahl⁶⁵ 1997 in Hamburg, weist der Wald-Test eine signifikante Differenz zwischen den beiden Parteiidentifikationsdummies aus, dies jedoch nicht in die erwartete Richtung. So kann in Hamburg (1997) die niedrigste Nichtwahlwahrscheinlichkeit paradoxerweise bei denjenigen Befragten beobachtet werden, welche eine Identifikation mit den Regierungsparteien des Bundes bekunden. Dieser Befund widerspricht somit diametral der weiter oben formulierten Annahme, wonach Anhänger der Parteien der Bundesregierung die geringste Wahrscheinlichkeit haben bei der Bürgerschaftswahl wählen zu gehen. Damit stützen meine empirischen Ergebnisse zur individuellen Wahlteilnahme bei den westdeutschen Landtagswahlen im wesentlichen die Schlussfolgerungen aus meiner Makrostudie. Auch hier konnte ich bei meiner Suche nach den Ursachen des Midterm-Verlustes keine empirischen Hinweise auf einen Nichtwählermechanismus finden. Anhänger der Oppositionsparteien weisen bei den Landtagswahlen in Westdeutschland, relativ zu Personen welche sich mit einer der beiden Bundesregierungsparteien identifizieren, keine signifikant erhöhte Wahlteilnahmewahrscheinlichkeit auf. Die aus den zum Teil dramatischen Einbrüchen in den Wahlbeteiligungen resultierende große Gruppe von Nichtwählern scheint somit gleichmäßig aus Regierungsanhängern und Oppositionsanhängern zusammengesetzt zu sein.⁶⁶ Damit erklärt sich meiner Meinung nach auch der nichtvorhandene Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung und den relativen Stimmenverlusten der Bundesregierung bei den Landtagswahlen in den alten Bundesländern.⁶⁷

⁶⁵ Statt Landtagswahlen, werden in Hamburg und Bremen sog. „Bürgerschaftswahlen“ abgehalten. In Berlin wird dagegen die Landesregierung durch sog. „Wahlen zum Abgeordnetenhaus“ legitimiert.

⁶⁶ Die Nichtwählerannahme postuliert bei Landtagswahlen hingegen einen überproportional hohen Anteil von potentiellen Regierungswählern an der Gruppe der Nichtwähler (vgl. hierzu S. 12 im Theorieteil).

⁶⁷ Vgl. hierzu die empirischen Befunde meiner Aggregatdatenanalyse.

- Für die neuen Bundesländer stützen hingegen die von mir gefundenen Strukturen in den Daten tendenziell die Nichtwählerannahme. In 4 der insgesamt 6 analysierten Datensätzen zu den ostdeutschen Landtagswahlen konnte ich empirische Hinweise auf den erwarteten Zusammenhang, wonach Anhänger einer der beiden Bundesregierungsparteien eine geringere Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung bei den Landtagswahlen aufweisen als Oppositionsanhänger, finden: Brandenburg (1999), Sachsen (1999), Thüringen (1999) und die Wahl zum Abgeordnetenhaus in Berlin (1999). Bei allen dieser 4 Landtagswahlstudien konnte ich anhand des Wald-Tests eine signifikante Differenz zwischen den beiden Regressionskoeffizienten zur Parteiidentifikation, $PIDUM1_{(i)}$ und $PIDUM2_{(i)}$, in die erwartete Richtung feststellen. Folglich weisen hier die Oppositionsanhänger eine höhere Wahlteilnahmewahrscheinlichkeit auf, als Anhänger der Bundesregierung. Diese empirischen Befunde stützen somit meine zweite Hypothese. Im Gegensatz dazu, sind die Landtagswahlen in Sachsen-Anhalt (1998) und insbesondere Mecklenburg-Vorpommern (1998) als potentielle Falsifikatoren meiner zweiten Hypothese zu betrachten: Während in Sachsen-Anhalt die Nullhypothese „ $PIDUM1_{(i)} = PIDUM2_{(i)}$ “ nicht verworfen werden kann, weist der Wald-Test für die beiden Parteiidentifikationsdummies in der Landtagswahlstudie für Mecklenburg-Vorpommern eine signifikante Differenz in die nicht erwartete Richtung aus. Trotzdem dürften die 4 erwarteten Ergebnisse, aus insgesamt 6 ostdeutschen Landtagswahlstudien, kaum allein auf Zufall zurückzuführen sein. Vielmehr deuten meine empirischen Befunde in den neuen Bundesländern, zumindest der Tendenz nach, auf die Existenz eines Nichtwählermechanismus hin. Diese Schlussfolgerung steht auch nicht im Widerspruch zu den empirischen Befunden meiner Aggregatdatenanalyse. Bei 4 von 6 untersuchten ostdeutschen Landtagswahlen weisen, im Vergleich zu Anhängern der Regierungsparteien, die Oppositionsanhänger eine signifikant höhere Wahlteilnahmewahrscheinlichkeit auf. In diesen Fällen drängt sich also der Verdacht auf, dass Regierungsanhänger überproportional häufig auf eine Stimmabgabe verzichtet haben und damit überproportional häufig in das Lager der Nichtwähler gewechselt sind. Vor diesem Hintergrund erscheint somit auch der im Rahmen meiner Makrostudie entdeckte statistische Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung und den relativen Stimmenverlusten der Regierungsparteien bei den ostdeutschen Landtagswahlen einleuchtend.

4.5. Erklärungsversuch für die unterschiedlichen empirischen Befunde

Meine Untersuchungen zum Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen zeigen, dass die Nichtwählerannahme in den alten Bundesländern nicht haltbar ist. Diese Schlussfolgerung ziehe ich sowohl aus den empirischen Befunden meiner Makrostudie, als auch aufgrund meiner mikroanalytischen Untersuchungen der Landtagswahlstudien. Damit bleibt für die relativen Stimmenverluste in Westdeutschland als einzige plausible Alternativerklärung die Wechselwählerannahme übrig. Allerdings ist ein direkter empirischer Test der Wechselwählerannahme mit den vorliegenden Landtagswahlstudien nicht möglich, da bei den befragten Individuen keine zusätzlichen Informationen zum vergangenen Bundestagswahlverhalten erhoben wurden. Folglich lässt sich die Wechselwahl statistisch nicht modellieren.

Für die neuen Bundesländer konnte ich hingegen im Rahmen meiner empirischen Datenanalyse die Nichtwählerannahme tendenziell bestätigen. Dies ist sicherlich eine interessante Entdeckung, trotzdem sollte ihre relative Bedeutung bei der Erklärung des Midterm-Verlustes in Ostdeutschland nicht überbewertet werden. Denn vor dem Hintergrund des gegenwärtigen Kenntnisstandes zum Wahlverhalten in den neuen Bundesländern, damit meine ich vor allem die relativ zu den alten Bundesländern wesentlich schwächer ausgeprägten Parteienbindungen und die ausgesprochen hohe Volatilität im ostdeutschen Wahlverhalten, bin ich der Überzeugung, dass auch hier der Wechselwählermechanismus die Nichtwählervariante bei weitem dominiert. Vielleicht liefert die Nichtwählerannahme nur dann einen bedeutsamen Erklärungsbeitrag, wenn das allgemeine Wahlbeteiligungsniveau ganz besonders niedrig ist.⁶⁸

So könnte man beispielsweise vermuten, dass die teilweise widersprüchlichen Befunde meiner mikroanalytischen Untersuchung der ostdeutschen Landtagswahlstudien durch eine Variation in der Wahlbeteiligungshöhe erklärbar sind. Diese „Ad-hoc-Vermutung“ werde ich nun im folgenden versuchen empirisch zu belegen. Während ich für die 4 ostdeutschen Landtagswahlstudien, bei denen sich meine zweite Hypothese bestätigen lässt⁶⁹, eine unterdurchschnittlich geringe Wahlbeteiligungshöhe erwarte, rechne ich bei meinen beiden potentiellen Falsifikatoren Sachsen-Anhalt (1998) und insbesondere Mecklenburg-

⁶⁸ Bei Landtagswahlen in den neuen Bundesländern ist die durchschnittliche Wahlbeteiligung wesentlich geringer als in den alten Bundesländern (eigene Berechnungen): 65.8 % in Ostdeutschland (1990-2002) versus 73.9 % in Westdeutschland (1976-2002).

⁶⁹ Brandenburg (1999), Sachsen (1999), Thüringen (1999) sowie die Wahl zum Abgeordnetenhaus in Berlin (1999). Vgl. hierzu auch Tabelle 9.

Vorpommern (1998) mit einer relativ hohen Wahlbeteiligung. Die hierzu ermittelten Ergebnisse sind der folgenden Tabelle zu entnehmen:

Tabelle 10: Wahlbeteiligung bei den untersuchten ostdeutschen Landtagswahlen

	Höhe der Wahlbeteiligung (WBLTW)
<i>Durchschnitt über alle LTW in den neuen Bundesländern (1990-2002)</i>	65.8 %
Berlin (1999)	65.5 %
Brandenburg (1999)	54.3 %
Sachsen (1999)	61.1 %
Thüringen (1999)	59.9 %
<i>Mecklenburg-Vorpommern (1998)</i>	79.4 %
<i>Sachsen-Anhalt (1998)</i>	71.5 %

Wie aus Tabelle 10 ersichtlich wird, liege ich mit meiner Vermutung gar nicht so weit daneben. In beiden, für meine zweite Hypothese „kritischen“ Landtagswahlen, liegt die Wahlbeteiligungshöhe mit Werten von 79.4 % bzw. 71.5 % deutlich über den ostdeutschen Durchschnitt von 65.8 %. Verständlich wird dies insbesondere vor dem folgenden Hintergrund: Die Landtagswahlen in Mecklenburg-Vorpommern fanden am gleichen Tag wie die Bundestagswahlen statt, nämlich am 27.09.1998. Auch in Sachsen-Anhalt wurden die Landtagswahlen⁷⁰ in zeitlicher Nähe zu den Bundestagswahlen abgehalten. So konnten hier unter dem Einfluss des medienwirksam inszenierten Wahlkampfes im Vorfeld zu den Bundestagswahlen, sozusagen als Nebeneffekt, überdurchschnittlich viele Wähler zur Stimmabgabe mobilisiert werden. Im Gegensatz dazu fanden die übrigen vier von mir untersuchten ostdeutschen Landtagswahlen erst ein Jahr nach der 98er Bundestagswahl statt.⁷¹ In dieser Phase der Ernüchterung nach einem berauschten Bundestagswahlkampf sank in der ostdeutschen Bevölkerung die Bereitschaft wählen zu gehen rapide ab. Wie aus Tabelle 10 ersichtlich wird, sind alle vier ostdeutschen Landtagswahlen bei denen sich meine zweite Hypothese empirisch bestätigen lässt, durch eine unterdurchschnittlich geringe Wahlbeteiligung gekennzeichnet. Zudem konnten in diesen vier Fällen, meinen empirischen Befunden folgend (vgl. Tabelle 9), die Anhänger der Oppositionsparteien wesentlich erfolgreicher zu einer Stimmabgabe mobilisiert werden als Regierungsanhänger. Damit sind hier die Anteile der Regierungsanhänger an der großen Gruppe der Nichtwähler als

⁷⁰ Der genaue Termin war der 26.04.1998.

⁷¹ Alle vier Landtagswahlen wurden im September 1999 (Brandenburg, Sachsen, Thüringen) bzw. Oktober 1999 (Berlin) abgehalten.

überproportional hoch einzuschätzen. Abschließend bleibt noch anzumerken, dass bei den untersuchten Landtagswahlstudien Personen ohne Parteiidentifikation (Referenzkategorie) in der Regel die höchste Nichtteilnahmewahrscheinlichkeit an einer Landtagswahl aufweisen.⁷²

4.6. Zu den Effekten meiner sozialpsychologischen bzw. demographischen Kontrollvariablen

- Alter: Jüngere Personen (die beiden Kategorien 18-29 Jahre bzw. 30-44 Jahre) haben im Vergleich zu alten Personen (die Referenzkategorie über 60 Jahre) eine höhere Wahrscheinlichkeit der Nichtwahl ($p \leq 0.01$). Dieser Befund ist über alle 17 Landtagswahlstudien hinweg robust.
- Geschlecht: Diese Variable hat so gut wie keine Erklärungskraft. In 14 von insgesamt 17 Modellen ist der jeweilige Koeffizient nicht signifikant. Bei den restlichen 3 Modellen, es handelt sich hierbei um die Landtagswahlstudien in Hessen (1999), Schleswig-Holstein (2000) und Sachsen-Anhalt (1998), haben Frauen, im Vergleich zu den Männern, eine niedrigere Wahrscheinlichkeit der Nichtwahl ($p \leq 0.1$).
- Bildungsniveau: Bei dieser Größe lässt sich etwas mehr Erklärungsgehalt erkennen. Bei 8 der 17 untersuchten Landtagswahlen weisen höher gebildete Personen eine höhere Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme auf, als Personen mit einem geringen Bildungsniveau. Dieser Befund ist jeweils auf einen der konventionellen Niveaus signifikant. Bei den 9 übrigen Modellen ist dagegen der jeweilige Bildungskoeffizient nicht signifikant von Null verschieden.
- Politikinteresse: Hier wiederum sind die empirischen Befunde eindeutig. Personen mit einem starken bzw. mittelstarkem Politikinteresse haben, relativ zu Personen welche lediglich ein nur schwaches Politikinteresse bekunden, in allen 17 Datensätzen eine höhere Wahlbeteiligungswahrscheinlichkeit bzw. eine niedrigere Wahrscheinlichkeit der Nichtteilnahme an der jeweiligen Landtagswahl ($p \leq 0.01$).

Nach diesen Analysen zur Funktion der Wahlbeteiligung bei den bundesdeutschen Landtagswahlen im Hinblick auf den Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien, steht nun im nächsten Kapitel das folgende Forschungsproblem im Mittelpunkt des Interesses: Hängt die individuelle Wahlentscheidung bei einer Landtagswahl stärker von

⁷² Dieses Ergebnis ist bei den meisten der 17 Landtagswahlstudien signifikant auf einen der konventionellen Niveaus ($p \leq 0.01$, $p \leq 0.05$ oder $p \leq 0.1$).

bundespolitischen Faktoren ab, oder spielen doch landespolitische Aspekte eine wichtigere Rolle? In diesem Zusammenhang werde ich meine dritte Hypothese anhand der hier vorgestellten Individualdatensätze empirisch testen.

5. Empirische Überprüfung der dritten Hypothese (H3) mit Mikrodaten

5.1. Beeinflusst das jeweilige landespolitische Klima die individuellen Landtagswahlentscheidungen stärker oder dominiert vielmehr der Einfluss der Bundespolitik?

In meinem Theorieteil habe ich die enge Verflechtung zwischen der bundes- und der landespolitischen Arena thematisiert und dabei die Frage aufgeworfen, welche dieser beiden politischen Sphären denn nun das Landtagswahlverhalten der Bürger stärker beeinflusse. Bei meiner Durchsicht der Forschungsliteratur musste ich feststellen, dass dieses Thema teilweise sehr kontrovers diskutiert wird: Während einige Studien die Wichtigkeit der übergeordneten bundespolitischen Verhältnisse bei der Erklärung von Landtagswahlergebnissen betonen⁷³, wird vor allem in neueren Forschungsarbeiten diese vermeintliche Dominanz der Bundespolitik im Zusammenhang mit Landtagswahlen verstärkt angezweifelt. Insbesondere Jeffery/Hough (2001) und Hough/Jeffery (2003) argumentieren, dass die Bürger bei den Landtagswahlen zunehmend nach regionalen Gesichtspunkten wählen würden. Gleichzeitig, so wird behauptet, werde der Einfluss der Bundespolitik auf das Abstimmungsverhalten bei den Landtagswahlen immer schwächer. Von dieser Kontroverse inspiriert, habe ich im Theorieteil meine dritte Hypothese entwickelt. Ihr zufolge lassen sich die Bürger in ihren Abstimmungsentscheidungen, bei den Wahlen zu den jeweiligen Landesparlamenten, stärker von ihren Wahrnehmungen der Landesparteien beeinflussen, als von ihren subjektiven Urteilen über dieselben Parteien auf der Bundesebene (vgl. Hypothese 3). Diese Annahme werde ich nun anhand der im vorigen Kapitel beschriebenen 17 Landtagswahl-Surveys der Forschungsgruppe Wahlen empirisch testen (vgl. Tabelle 6). Bei meiner Analyse werde ich mich ausschließlich auf die beiden größten politischen Parteien der BRD, die SPD einerseits sowie die CDU/CSU andererseits, konzentrieren. Dabei werde ich für beide Parteien jeweils getrennte statistische Modelle berechnen, zudem werde ich wiederum eine differenzierte West-Ost-Betrachtung vornehmen.

5.2. Die Details der Variablengenerierung

Um meine dritte Hypothese einer empirischen Überprüfung zugänglich zu machen, habe ich die zugrundeliegenden theoretischen Konzepte folgendermaßen operationalisiert:

⁷³ Vgl. hierzu insbesondere Dinkel (1977; 1981; 1989) sowie Decker/Blumenthal (2002).

- Die dichotome abhängige Variable $LTWSPD_{(i)}$ („Parteiwahl des i - ten Individuums: SPD versus andere Parteien“) als abhängige Variable, wurde auf der Basis des Items zur Parteiwahl gebildet und weist die folgende Codierung auf: 1 = Befragter gibt an, bei der anstehenden Landtagswahl die SPD wählen zu wollen bzw. hat bereits für die SPD per Briefwahl gestimmt; 0 = Befragter gibt an, bei der anstehenden Landtagswahl eine andere Partei als die SPD wählen zu wollen bzw. hat bereits für eine andere Partei als die SPD per Briefwahl gestimmt. Personen bei denen hierzu keine Angaben vorliegen, werden aus der weiteren Analyse ausgeschlossen. Analog hierzu, habe ich auch meine andere abhängige Variable $LTWCDU_{(i)}$ („Parteiwahl des i - ten Individuums: CDU versus andere Parteien“) gebildet.⁷⁴
- Die individuellen, subjektiven Urteile zu den jeweiligen Landesparteien wurden im Rahmen der Telefonumfragen durch speziell dafür konstruierte Sympathieskalen erfasst.⁷⁵ Diese „Skalometer“ habe ich in ihrer ursprünglichen Codierung in meine Modelle aufgenommen, um damit die regionale Dimension einer Landtagswahl abzubilden. Ihr Wertebereich geht jeweils von 1 = Befragter hält überhaupt nichts von der Partei bis 11 = Befragter hält sehr viel von der Partei. Mit Werten zwischen diesen beiden Extremen konnten die Befragten ihre Meinung abgestuft sagen. Die entsprechenden unabhängigen Variablen habe ich $SPDLA_{(i)}$ („Sympathiethermometer Landes-SPD für den Befragten i “) bzw. $CDULA_{(i)}$ („Sympathiethermometer Landes-CDU für den Befragten i “) genannt.
- Um die bundespolitische Dimension von Landtagswahlen zu erfassen, wurden identisch konstruierte Skalometer für die subjektiven Sympathiebekundungen bezüglich der Bundesparteien verwendet. Die Bezeichnungen der dazugehörigen unabhängigen Variablen lauten: $SPDBU_{(i)}$ („Sympathiethermometer Bundes-SPD für den Befragten i “) bzw. $CDUBU_{(i)}$ („Sympathiethermometer Bundes-CDU für den Befragten i “). Bei den folgenden Analysen nehme ich hierbei jeweils ein metrisches Skalenniveau an.⁷⁶

⁷⁴Auch diese weist eine binäre Codierung auf: 1 = Befragter gibt an, bei der anstehenden Landtagswahl die CDU wählen zu wollen bzw. hat bereits für die CDU per Briefwahl gestimmt; 0 = Befragter gibt an, bei der anstehenden Landtagswahl eine andere Partei als die CDU wählen zu wollen bzw. hat bereits für eine andere Partei als die CDU per Briefwahl gestimmt.

⁷⁵ Details hierzu sind den jeweiligen Codebüchern auf der CD zu entnehmen.

⁷⁶ Diese Annahme ist natürlich gewagt und berechtigterweise auch kritisierbar, sie entspricht jedoch der gängigen Forschungspraxis (vgl. hierzu z.B. die Analysen von Burkhart 2004).

5.3. Modellentwicklung und Design meiner Forschungsstudie

Meine abhängigen Variablen stellen jeweils ein dichotomes Merkmal mit nur 2 möglichen Ausprägungen dar. Solche binären Variablen lassen sich besonders gut mit sog. „logistischen Regressionsmodellen“, auch „Logit-Modelle“ genannt, analysieren.⁷⁷ Hierbei wird, ähnlich wie bei linearen Regressionsmodellen, der Versuch unternommen, die abhängige Variable durch eine Kombination von mehreren unabhängigen Variablen so gut wie möglich vorherzusagen. Bei den Logit-Modellen wird jedoch, ganz im Unterschied zum multiplen linearen Regressionsansatz, eine ganz bestimmte Transformation der abhängigen Variablen betrachtet, nämlich die sog. „logarithmierte Chancen“ (genannt auch „Logits“). Die auf der Grundlage einer Linearkombination vorhergesagten Logits können „stets in Wahrscheinlichkeiten innerhalb der erlaubten Grenzen von 0 und 1 umgerechnet werden.“ (Kohler/Kreuter: 2001: 259). Die Schätzungen der b-Koeffizienten erfolgen bei einer logistischen Regression anhand des Maximum-Likelihood-Prinzips. Zum Zwecke einer detaillierten, zugleich aber auch verständlichen Erläuterung der Basiskonzepte des Logit-Modells, sei auf Chatterjee et al. (2000: 319-334) verwiesen.

Um meine dritte Hypothese empirisch zu testen, stütze ich mich auf eine Forschungsanordnung, welche man häufig auch als „Repeated Survey Design“ bezeichnet: „Repeated surveys ask the same questions to different samples of people.“ (Firebaugh 1997: 1).⁷⁸ In der Tat handelt es sich bei den von mir analysierten Landtagswahlstudien der Forschungsgruppe Wahlen um Querschnitterhebungen⁷⁹, bei denen wiederholt zu verschiedenen Zeitpunkten, anhand weitgehend identischer Fragebögen, Personen aus jeweils unterschiedlichen Stichproben telefonisch interviewt wurden. Diese Ausgangssituation ist somit hervorragend geeignet, ein und dasselbe statistische Modell in vielen verschiedenen Datensätzen zu replizieren und dadurch seine Robustheit zu überprüfen. Ich habe also zunächst in jedem der 17 zu analysierenden Datensätzen, die folgenden beiden logistischen Regressionsmodelle geschätzt:⁸⁰

⁷⁷ Alternativ könnte man in diesem Zusammenhang auch sog. „Probit-Modelle“ schätzen. Dies würde bezüglich der Ergebnisse jedoch kaum einen Unterschied machen, denn „die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten von Probit-Modellen sind (...) normalerweise weitgehend mit denen von Logit-Modellen identisch (...)“ (Kohler/Kreuter 2001: 295).

⁷⁸ Im Übrigen liegt dieses Design auch der empirischen Überprüfung meiner zweiten Hypothese zugrunde.

⁷⁹ Oft findet man auch die Bezeichnung „Repeated Cross-Sectional Design“ (vgl. Menard 2002: 28).

⁸⁰ Insgesamt wurden also 34 logistische Regressionen berechnet. Alle Details der hierzu durchgeführten Datenanalyse sind den jeweiligen Stata-Log-Files, auf der im Anhang beigefügten CD, zu entnehmen.

$$\text{a.) } \ln(P[\text{LTWSPD}_{(i)}=1] : P[\text{LTWSPD}_{(i)}=0]) = a + b_1 \cdot \text{SPDBU}_{(i)} + b_2 \cdot \text{SPDLA}_{(i)}$$

$$\text{b.) } \ln(P[\text{LTWCDU}_{(i)}=1] : P[\text{LTWCDU}_{(i)}=0]) = a + b_1 \cdot \text{CDUBU}_{(i)} + b_2 \cdot \text{CDULA}_{(i)}$$

wobei:

- $\text{LTWSPD}_{(i)}$ = Parteiwahl bei den Landtagswahlen für das i - te Individuum (1 = SPD; 0 = andere Partei)
- $\text{LTWCDU}_{(i)}$ = Parteiwahl bei den Landtagswahlen für das i - te Individuum (1 = CDU; 0 = andere Partei)
- $\text{SPDBU}_{(i)}$ = Sympathie für Bundes-SPD beim i - ten Individuum (Skalometer: 1 = „vollständig unzufrieden“ bis 11 = „voll und ganz zufrieden“)
- $\text{SPDLA}_{(i)}$ = Sympathie für Landes-SPD beim i - ten Individuum
- $\text{CDUBU}_{(i)}$ = Sympathie für Bundes-CDU beim i - ten Individuum
- $\text{CDULA}_{(i)}$ = Sympathie für Landes-CDU beim i - ten Individuum
- „P“ bedeutet in diesem Zusammenhang „Wahrscheinlichkeit“ (probability); mit „ln“ ist der natürliche Logarithmus des Quotienten $P[\text{LTWSPD}_{(i)}=1] : P[\text{LTWSPD}_{(i)}=0]$ bzw. $P[\text{LTWCDU}_{(i)}=1] : P[\text{LTWCDU}_{(i)}=0]$ gemeint.

Bei der Interpretation der geschätzten Regressionskoeffizienten beschränke ich mich, wie auch schon im vorigen Kapitel, auf die Betrachtung der Vorzeichen sowie den Vergleich der relativen Größe der Koeffizienten zueinander. In diesem Zusammenhang bedeutet beispielsweise ein positives Vorzeichen des Regressionskoeffizienten von $\text{SPDLA}_{(i)}$ (bzw. $\text{CDULA}_{(i)}$), dass die Wahrscheinlichkeit bei der Landtagswahl für die SPD (bzw. CDU) zu stimmen mit zunehmender Sympathie für die Landes-SPD (bzw. Landes-CDU) ansteigt, ein negatives Vorzeichen würde dagegen bedeuten, dass die entsprechende Wahrscheinlichkeit sinkt.⁸¹ Dabei ist das Ausmaß der Veränderung umso stärker, je größer der Betrag des Koeffizienten ausfällt (vgl. Kohler/Kreuter 2001: 267). Vor dem Hintergrund meiner dritten Hypothese erwarte ich nun, dass die Bundespartei im Rahmen der individuellen Abstimmungsentscheidung bei den Landtagswahlen eine schwächere Rolle spielt als die Landespartei. Dieses postulierte Verhältnis sollte sich nun auch in der relativen Größe der Koeffizienten niederschlagen. So ist bei unterstellter Richtigkeit der Hypothese zu erwarten, dass in meinem Modell der Regressionskoeffizient der unabhängigen Variable $\text{SPDLA}_{(i)}$

⁸¹ Der jeweilige Koeffizient für die Bundes-Partei kann analog interpretiert werden.

(bzw. $CDULA_{(i)}$) signifikant größer ist, als der Regressionskoeffizient der unabhängigen Variable $SPDBU_{(i)}$ (bzw. $CDUBU_{(i)}$):

$SPDLA_{(i)} > SPDBU_{(i)}$ bzw. $CDULA_{(i)} > CDUBU_{(i)}$ (theoretische Erwartung)

Liese sich diese Vermutung empirisch bestätigen, dann würde dies bedeuten, dass die individuellen Landtagswahlentscheidungen stärker von den Landesparteien abhängen und, relativ dazu, weniger stark mit den Bundesparteien zu tun haben. Anhand des „Wald-Tests“ auf Gleichheit der beiden Koeffizienten $SPDLA_{(i)}$ (bzw. $CDULA_{(i)}$) und $SPDBU_{(i)}$ (bzw. $CDUBU_{(i)}$) habe ich diese Annahme in allen 17 Datensätzen getestet (Nullhypothese: $SPDLA_{(i)} = SPDBU_{(i)}$ bzw. $CDULA_{(i)} = CDUBU_{(i)}$). Die folgenden Tabellen 11-16 geben die Ergebnisse meiner Berechnungen wieder:

Tabelle 11: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Baden-Württemberg (1996)	Bayern (1998)	Bremen (1999)	Hamburg (1997)	Hessen (1999)	NRW (2000)
Konstante	-6.176 (-11.39)***	-5.694 (-11.76)***	-7.625 (-12.28)***	-7.278 (-12.24)***	-6.567 (-12.91)***	-7.608 (-11.83)***
SPDBU (Sympathiethermometer Bundes-SPD)	0.088 (1.23)	0.346 (5.26)***	0.501 (7.27)***	0.164 (3.07)***	0.238 (3.24)***	0.368 (4.86)***
SPDLA (Sympathiethermometer Landes-SPD)	0.585 (6.80)***	0.332 (5.14)***	0.396 (5.98)***	0.687 (9.86)***	0.533 (7.00)***	0.537 (6.95)***
Pseudo R2	0.221	0.251	0.294	0.324	0.315	0.308
LR Chi2	166.82***	219.18***	296.79***	305.00***	339.02***	314.48***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	81.23 %	75.08 %	76.02 %	79.37 %	77.16 %	76.45 %
N	666	666	738	703	797	739
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von SPDBU gegen SPDLA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):						
R2	0.606	0.599	0.423	0.434	0.729	0.659
VIF	2.538	2.494	1.733	1.767	3.690	2.933
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten SPDBU und SPDLA (Nullhypothese: $SPDBU = SPDLA$); theoretische Erwartung: $SPDBU < SPDLA$ (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von SPDBU und SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU > SPDLA	SPDBU > SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA
Chi2	11.92***	0.01	0.84	26.00***	4.64**	1.59
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWSPD (Parteiwahl bei Landtagswahl: SPD versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%-Niveau ($p \leq 0.01$)						

Tabelle 12: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Baden-Württemberg (1996)	Bayern (1998)	Bremen (1999)	Hamburg (1997)	Hessen (1999)	NRW (2000)
Konstante	-6.163 (-11.38)***	-7.001 (-11.97)***	-6.265 (-12.05)***	-6.661 (-12.08)***	-5.669 (-13.34)***	-6.635 (-13.22)***
CDUBU (Sympathiethermometer Bundes-CDU)	0.392 (5.36)***	0.187 (3.58)***	0.280 (4.76)***	0.140 (2.67)***	0.103 (1.71)*	0.320 (4.89)***
CDULA (Sympathiethermometer Landes-CDU)	0.341 (4.15)***	0.656 (9.36)***	0.450 (6.46)***	0.647 (8.72)***	0.629 (8.80)***	0.505 (7.05)***
Pseudo R2	0.314	0.370	0.247	0.336	0.345	0.370
LR Chi2	287.04***	345.40***	238.68***	265.91***	370.02***	354.78***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	77.16 %	79.14 %	73.57 %	81.69 %	79.01 %	80.43 %
N	670	676	734	688	791	741
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von CDUBU gegen CDULA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):						
R2	0.673	0.555	0.523	0.555	0.704	0.681
VIF	3.058	2.247	2.096	2.247	3.378	3.135
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten CDUBU und CDULA (Nullhypothese: $CDUBU = CDULA$); theoretische Erwartung: $CDUBU < CDULA$ (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von CDUBU und CDULA	CDUBU > CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA
Chi2	0.13	20.42***	2.28	23.13***	18.95***	2.32
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWCDU (Parteiwahl bei Landtagswahl: CDU versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)						

Tabelle 13: Fortsetzung der Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Niedersachsen (1998)	Rheinland-Pfalz (1996)	Saarland (1999)	Schleswig-Holstein (1996)	Schleswig-Holstein (2000)
Konstante	-5.448 (-11.93)***	-5.192 (-10.99)***	-7.349 (-12.40)***	-7.669 (-11.99)***	-7.370 (-12.49)***
SPDBU (Sympathiethermometer Bundes-SPD)	0.059 (1.08)	0.201 (4.13)***	0.091 (1.83)*	0.197 (3.51)***	0.263 (4.22)***
SPDLA (Sympathiethermometer Landes-SPD)	0.604 (9.41)***	0.423 (6.72)***	0.809 (10.97)***	0.698 (8.80)***	0.599 (8.55)***
Pseudo R2	0.278	0.232	0.438	0.343	0.298
LR Chi2	306.48***	209.20***	419.48***	318.85***	329.15***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	76.57 %	72.84 %	81.69 %	79.59 %	77.97 %
N	794	659	699	686	799
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von SPDBU gegen SPDLA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):					
R2	0.620	0.531	0.494	0.544	0.596
VIF	2.632	2.132	1.976	2.193	2.475
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten SPDBU und SPDLA (Nullhypothese: $SPDBU = SPDLA$); theoretische Erwartung: $SPDBU < SPDLA$ (Alternativhypothese):					
Beobachtetes Größenverhältnis von SPDBU und SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA
Chi2	26.14***	5.16**	47.30***	18.53***	8.64***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWSPD (Parteiwahl bei Landtagswahl: SPD versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)					

Tabelle 14: Fortsetzung der Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den alten Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Niedersachsen (1998)	Rheinland-Pfalz (1996)	Saarland (1999)	Schleswig-Holstein (1996)	Schleswig-Holstein (2000)
Konstante	-7.330 (-13.51)***	-5.572 (-12.35)***	-4.784 (-11.78)***	-6.576 (-12.46)***	-5.947 (-13.33)***
CDUBU (Sympathiethermometer Bundes-CDU)	0.302 (4.78)***	0.294 (4.65)***	0.107 (1.90)*	0.263 (3.63)***	0.063 (1.54)
CDULA (Sympathiethermometer Landes-CDU)	0.574 (7.47)***	0.383 (5.50)***	0.526 (8.60)***	0.542 (7.18)***	0.657 (10.49)***
Pseudo R2	0.407	0.307	0.272	0.375	0.338
LR Chi2	403.38***	269.02***	261.90***	330.23***	336.26***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	84.89 %	79.43 %	76.65 %	82.01 %	80.81 %
N	794	666	698	678	787
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von CDUBU gegen CDULA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):					
R2	0.679	0.683	0.586	0.690	0.517
VIF	3.115	3.155	2.415	3.226	2.070
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten CDUBU und CDULA (Nullhypothese: $CDUBU = CDULA$); theoretische Erwartung: $CDUBU < CDULA$ (Alternativhypothese):					
Beobachtetes Größenverhältnis von CDUBU und CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU < CDULA
Chi2	4.76**	0.53	15.90***	4.39**	43.53***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWCDU (Parteiwahl bei Landtagswahl: CDU versus andere Parteien) ; * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)					

Tabelle 15: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die SPD-Parteiwahl in den neuen Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Berlin (1999)	Brandenburg (1999)	Mecklenburg-Vorpommern (1998)	Sachsen (1999)	Sachsen-Anhalt (1998)	Thüringen (1999)
Konstante	-4.913 (-15.16)***	-6.402 (-11.38)***	-5.570 (-11.12)***	-6.067 (-11.10)***	-5.769 (-11.30)***	-6.555 (-11.86)***
SPDBU (Sympathiethermometer Bundes-SPD)	0.289 (6.36)***	0.170 (3.32)***	0.310 (4.52)***	0.385 (4.62)***	0.324 (4.65)***	0.403 (5.44)***
SPDLA (Sympathiethermometer Landes-SPD)	0.273 (5.97)***	0.574 (8.36)***	0.318 (4.80)***	0.224 (2.97)***	0.333 (5.21)***	0.306 (4.09)***
Pseudo R2	0.208	0.284	0.207	0.209	0.236	0.237
LR Chi2	278.10***	263.57***	190.92***	119.45***	227.45***	189.91***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	77.47 %	76.81 %	72.27 %	87.64 %	72.02 %	82.30 %
N	1163	677	696	712	704	740
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von SPDBU gegen SPDLA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):						
R2	0.572	0.538	0.626	0.531	0.637	0.596
VIF	2.336	2.165	2.674	2.132	2.755	2.475
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten SPDBU und SPDLA (Nullhypothese: $SPDBU = SPDLA$); theoretische Erwartung: $SPDBU < SPDLA$ (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von SPDBU und SPDLA	SPDBU > SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU > SPDLA	SPDBU < SPDLA	SPDBU > SPDLA
Chi2	0.04	15.48***	0.00	1.26	0.01	0.54
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWSPD (Parteiwahl bei Landtagswahl: SPD versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%-Niveau ($p \leq 0.01$)						

Tabelle 16: Empirische Überprüfung der dritten Hypothese für die CDU-Parteiwahl in den neuen Bundesländern (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Berlin (1999)	Brandenburg (1999)	Mecklenburg-Vorpommern (1998)	Sachsen (1999)	Sachsen-Anhalt (1998)	Thüringen (1999)
Konstante	-7.121 (-15.79)***	-7.172 (-11.68)***	-6.462 (-12.70)***	-6.949 (-10.83)***	-8.016 (-11.93)***	-8.477 (-12.82)***
CDUBU (Sympathiethermometer Bundes-CDU)	0.365 (6.91)***	0.437 (5.23)***	0.452 (6.85)***	0.416 (6.77)***	0.612 (7.09)***	0.464 (6.19)***
CDULA (Sympathiethermometer Landes-CDU)	0.478 (8.09)***	0.373 (5.02)***	0.298 (4.86)***	0.454 (5.75)***	0.279 (3.97)***	0.547 (6.63)***
Pseudo R2	0.362	0.319	0.375	0.343	0.418	0.382
LR Chi2	574.07***	240.96***	340.72***	333.44***	329.99***	396.82***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	79.15 %	80.06 %	81.24 %	80.41 %	85.17 %	79.87 %
N	1170	652	709	740	708	750
Multikollinearitätsprüfung: Determinationskoeffizient R2 (kritische Werte: $R2 > 0.8$) für eine lineare Regression von CDUBU gegen CDULA; Berechnung von Varianzinflationsfaktor VIF (kritische Werte: $VIF > 5$):						
R2	0.698	0.633	0.672	0.619	0.683	0.685
VIF	3.311	2.725	3.049	2.625	3.155	3.175
Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten CDUBU und CDULA (Nullhypothese: $CDUBU = CDULA$); theoretische Erwartung: $CDUBU < CDULA$ (Alternativhypothese):						
Beobachtetes Größenverhältnis von CDUBU und CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU > CDULA	CDUBU > CDULA	CDUBU < CDULA	CDUBU > CDULA	CDUBU < CDULA
Chi2	1.31	0.21	1.87	0.10	5.88**	0.36
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWCDU (Parteiwahl bei Landtagswahl: CDU versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau ($p \leq 0.10$); ** = signifikant auf 5%-Niveau ($p \leq 0.05$); *** = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)						

5.4. Sind Wähler in der Lage bei ihren Abstimmungsentscheidungen zwischen Landes- und Bundespartei zu differenzieren? – Zu meinen empirischen Befunden

Zunächst kann bei allen 34 berechneten Logit-Modellen ein annehmbarer Modellfit festgestellt werden: Das „Pseudo R²“ nach McFadden, eine für die Beurteilung der Erklärungskraft der Modelle weit verbreitete Maßzahl, weist durchgehend akzeptable bis gute Werte auf.⁸² Da zudem alle „LR-Chi²“-Werte auf einen signifikanten Modellfit hindeuten, kann bei jedem der 34 Modelle die folgende Nullhypothese verworfen werden ($p \leq 0.01$): „Alle Koeffizienten außer der Konstanten sind in der Grundgesamtheit gleich Null.“ (Kohler/Kreuter 2001: 273). Weiterhin bleibt anzumerken, dass die jeweils ermittelten Anteile der durch die logistischen Regressionen insgesamt richtig vorhergesagten Beobachtungen (vgl. hierzu die einzelnen „Count R²“-Werte) allesamt zwischen 70% und 90% liegen. Dies lässt meine Modelle nicht schlecht aussehen. Schließlich liegt auch in keinem einzigen Fall eine Modellgefährdung durch evtl. Multikollinearitätsprobleme vor.⁸³ Nach dieser allgemeinen Beurteilung folgt nun, vor dem Hintergrund meiner dritten Hypothese, eine differenzierte Interpretation meiner empirischen Befunde nach West versus Ost:

- In den Landtagswahlstudien für die alten Bundesländer (vgl. hierzu die Tabellen 11-14) legen die empirischen Ergebnisse, in den meisten Fällen, eine Bestätigung meiner dritten Hypothese nahe: Bei 15 aus insgesamt 22 Modellen, findet sich meine Vermutung bestätigt. Demnach haben die Wahrnehmungen der Landesparteien einen, relativ zu den subjektiven Urteilen über die Bundesparteien, stärkeren Einfluss auf die individuellen Abstimmungswahrscheinlichkeiten bei den Landtagswahlen. Oder anders formuliert: In 15 von insgesamt 22 für die alten Bundesländer berechneten logistischen Regressionen ist der jeweilige Koeffizient für die Landespartei (SPDLA_(i) bzw. CDULA_(i)) signifikant größer⁸⁴ als der entsprechende Koeffizient für die Bundespartei (SPDBU_(i) bzw. CDUBU_(i)). Dies entspricht den eingangs formulierten theoretischen Erwartungen. Dagegen kann bei den übrigen 7 Modellen anhand des Wald-Tests keine signifikante Differenz der beiden Koeffizienten festgestellt werden. Zusammenfassend betrachtet kann somit für die alten Bundesländer die These vom „Mehr-Ebenen-Wahlverhalten“ (Hough/Jeffrey

⁸² Bei der Berechnung von McFadden-Pseudo-R², wird jeweils der Quotient der Likelihood des gegebenen Modells zur Likelihood eines Modells, bei dem alle Parameter auf Null gesetzt sind, gebildet: Pseudo R² = $1 - \ln(L_1) : \ln(L_0)$, vgl. hierzu Hosmer/Lemeshow (1989: 149). Als Faustregel kann gelten: Akzeptable Werte sind größer als 0,2, gute Werte liegen ab 0,4 vor (vgl. Backhaus et al. 2003: 447).

⁸³ Alle berechneten Varianzinflationsfaktoren (VIF) sind kleiner als 5 (kritischer Wert).

⁸⁴ Auf einen der drei konventionellen Niveaus: $p \leq 0.01$, $p \leq 0.05$ bzw. $p \leq 0.1$.

2003: 81) tendenziell bestätigt werden. Die Wähler im Westen scheinen bewusst zwischen Landespolitik und Bundespolitik zu differenzieren, wobei hier die regionalen Aspekte die individuelle Landtagswahlentscheidung zumeist stärker determinieren, als die bundespolitischen Rahmenbedingungen.

- Die empirischen Befunde für Ostdeutschland liefern wiederum ein ganz anderes Bild (vgl. hierzu die Tabellen 15 und 16): 11 der insgesamt 12 für die neuen Bundesländer durchgeführten Signifikanztests legen eine Verwerfung meiner dritten Hypothese nahe. In 10 Fällen kann im Rahmen des Wald-Tests, die Nullhypothese auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten ($SPDLA_{(i)} = SPDBU_{(i)}$ bzw. $CDULA_{(i)} = CDUBU_{(i)}$) nicht verworfen werden. In einem Fall ist sogar ein signifikant stärkerer Einfluss der Sympathiewerte für die Bundespartei auf die individuelle Abstimmungsentscheidung erkennbar ($p \leq 0.05$).⁸⁵ Nur in einem einzigen Fall, es handelt sich hierbei um das Modell für die SPD bei der brandenburgischen Landtagswahl am 05.09.1999, lässt sich die eingangs formulierte Erwartung bestätigen.⁸⁶ Somit kann für die neuen Bundesländer vorläufig festgehalten werden, dass im subjektiven Entscheidungskalkül der Wähler die Bundesparteien genauso wichtig zu sein scheinen, wie die selben Parteien auf der Landesebene. Es sieht so aus, als wären die ostdeutschen Wähler nicht hinreichend genug in der Lage, zwischen Landesparteipolitik einerseits und Bundespartei politik andererseits zu diskriminieren.⁸⁷ Das bundespolitische Geschehen scheint demnach im Osten einen relativ stärkeren Einfluss auf die Landtagswahlen auszuüben als im Westen. Nach dieser Beschreibung der empirischen Befunde vor dem Hintergrund meiner dritten Hypothese, werde ich nun im nächsten Abschnitt versuchen, die festgestellten West-Ost-Unterschiede zu erklären.

5.5. Mögliche Ursachen für die starke Verflechtung von Bundes- und Landespartei politik im Bewusstsein der ostdeutschen Wähler

Der Hauptgrund für die beobachteten Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern liegt meiner Meinung nach in der, seit der Wende noch nicht abgeschlossenen

⁸⁵ Es handelt sich hierbei um das Modell für die CDU bei der Landtagswahlstudie für Sachsen-Anhalt (Termin der Landtagswahl war der 26.04.1998).

⁸⁶ $SPDLA_{(i)} > SPDBU_{(i)}$ bei einem empirischen Signifikanzniveau von $p \leq 0.01$.

⁸⁷ Damit widersprechen meine Befunde zum ostdeutsche Wahlverhalten diametral den Behauptungen von Hough/Jeffrey (2003: 81): „Wir vermuten auf der Landesebene eine eigenständige territoriale Dynamik im Wahlverhalten, die zur nationalen Wahldynamik ein zunehmend loses Verhältnis einnimmt.“

Konsolidierungsphase des bundesdeutschen Parteiensystems im ostdeutschen Teil der Bundesrepublik. Darauf deuten vor allem die generell schwächeren Parteibindungen und die höhere Wechselwahlbereitschaft in den neuen Bundesländern hin. Stärker als im Westen, scheinen die Bürger im Osten eher situationsbezogen zu wählen, wobei hier laut Arzheimer/Falter (2002: 35) Orientierungen an einzelnen Spitzenpolitikern sowie aktuelle Themen vorherrschend sind. Folglich liegt die Vermutung nahe, dass das bundespolitische Tagesgeschehen bei den ostdeutschen Landtagswahlen einen weitaus stärkeren Einfluss ausübt, als im westdeutschen Teil der Bundesrepublik. Empirische Unterstützung für diese Annahme lässt sich in der quantitativen Studie von Simone Burkhart finden: „Gerade in den neuen Bundesländern ist der Einfluss der Bundespolitik auf die Wahlentscheidung bei Landtagswahlen besonders hoch (...).“ (Burkhart 2004: 24). Im Gegensatz dazu kann sich der westdeutsche Teil der Bundesrepublik auf einen ungleich längeren Erfahrungshorizont mit dem bestehenden Parteiensystem stützen. So haben sich im Laufe der Jahrzehnte in den alten Bundesländern regionale Hochburgen der beiden großen Volksparteien CDU und SPD mit jeweils relativ stabilen lokalen Verwurzelungen und eigenen Landesprofilen herausgebildet.⁸⁸ Diese traditionell stark ausdifferenzierte Mehrebenenstruktur des bundesdeutschen Parteiensystems scheint über die Zeit hinweg letztlich auch im Bewusstsein der westdeutschen Wähler ihre Verankerung gefunden zu haben.⁸⁹

Als weiterer Grund für die relativ starke bundespolitische Durchdringung der ostdeutschen Landtagswahlen könnte auch der nur schleppend voranschreitende „Aufbau Ost“ in Frage kommen. Vor allem die nach wie vor hohe Arbeitslosigkeit in den neuen Bundesländern hat sich zu einem bundespolitischen Dauerthema entwickelt und heizt die Proteststimmung in der ostdeutschen Bevölkerung weiter an. Hierauf deuten insbesondere auch meine Ergebnisse aus der Aggregatdatenanalyse zum Midterm-Verlust der Bundesregierung hin (vgl. Tabelle 2): Während die jeweiligen Bundesregierungsparteien bei den westdeutschen Landtagswahlen im Durchschnitt lediglich 8.65 % ihrer erwarteten Stimmen einbüßen mussten, fiel bei den Landtagswahlen in Ostdeutschland, mit einem mittleren relativen Stimmenverlust von 17.28 %, die Bestrafung der Bundesregierung wesentlich härter aus.⁹⁰ Das Protest- bzw. Sanktionswahlverhalten gegen die jeweils amtierende Bundesregierung im Rahmen von Landtagswahlen scheint im Osten demnach viel stärker verbreitet zu sein als im Westen.

⁸⁸ Man denke in diesem Zusammenhang etwa nur an die CSU in Bayern mit ihrer bewussten Abgrenzung zur Bundes-CDU.

⁸⁹ In diesem Zusammenhang hat hier der Osten noch einen langen Lern- und Gewöhnungsprozess vor sich.

⁹⁰ Die entsprechenden mittleren relativen Stimmenteile liegen bei 91.35 % im Westen bzw. 82.72 % im Osten.

6. Empirische Überprüfung der vierten Hypothese (H4) mit Mikrodaten

6.1. Der Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien als Folge von Economic Voting?

Glaukt man der prospektiven Variante des Economic Voting-Ansatzes, so werden die Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen überproportional häufig von solchen Wählern „abgestraft“, welche hinsichtlich der zukünftigen allgemeinen Wirtschaftsentwicklung in der BRD eine pessimistische Einschätzung bekunden (vgl. Hypothese 4). Diese Vermutung werde ich nun auf der Basis der Forsa-Bus Befragungen aus dem Zeitraum 1995-2002 empirisch überprüfen:

Tabelle 17: Übersicht der analysierten Forsa-Bus Befragungen

Titel der Studie	ZA-Nummer der Studie	N
Forsa-Bus 1995	2983	126946
Forsa-Bus 1996	2984	124817
Forsa-Bus 1997	2985	122978
Forsa-Bus 1998	3162	125032
Forsa-Bus 1999	3289	126447
Forsa-Bus 2000	3486	123144
Forsa-Bus 2001	3675	123833
Forsa-Bus 2002	3909	123966

Es handelt sich hierbei um werktäglich von Forsa⁹¹ erhobene Daten, welche auf Jahresbasis kumuliert wurden.⁹² Die Interviews wurden jeweils telephonisch mit standardisierten Fragebögen durchgeführt, dabei sind pro Werktag ca. 500 Personen befragt worden.⁹³ Die hier analysierten Individualdatensätze sind somit insgesamt als sehr groß zu bezeichnen. Zudem handelt es sich nach meinen Recherchen um die einzigen bundesweiten Studien, welche über einen längeren Zeitraum hinweg individuelles Mehrebenenwahlverhalten systematisch erfassen.⁹⁴

⁹¹ Die vollständige Bezeichnung lautet: „Forsa Gesellschaft für Sozialforschung und statistische Analyse mbH“

⁹² Die hier verwendeten Datensätze wurden mir gegen ein geringes Entgelt vom Zentralarchiv für empirische Sozialforschung der Universität zu Köln zur Verfügung gestellt.

⁹³ Die Auswahl der Zielpersonen erfolgte nach dem RLD-Verfahren („randomized last digit“, vgl. hierzu Schnell et al. 1999: 272). Die einzelnen Datensätze enthalten Teile aus Mehrthemen-Erhebungen des Forsa-Instituts.

⁹⁴ Zu jedem befragten Individuum liegen i.d.R. die folgenden Informationen vor: Rückerinnerung zum Wahlverhalten bei den letzten Bundestags- bzw. Landtagswahlen; Wahlabsicht (Sonntagsfragen) bezüglich der kommenden Bundestags- bzw. Landtagswahlen (in diesem Zusammenhang wurden also jeder Person vier verschiedene Fragen gestellt, vgl. hierzu auch die jeweiligen Codebücher auf der CD im Anhang).

6.2. Angaben zur Operationalisierung und Variablenbildung

Ausgehend von den Forsa-Bus Originalitems habe ich, um meine vierte Hypothese empirisch testen zu können, die folgenden Variablen konstruiert:⁹⁵

- $LTWBR_{(i)}$ („Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen für das i - te Individuum“) als dichotome abhängige Variable habe ich auf der Basis des entsprechenden Items zur Wahlabsicht generiert und im Lichte meiner Fragestellung codiert als: 1 = Befragter würde, wenn am nächsten Sonntag Landtagswahlen wären, eine der beiden Parteien aus der amtierenden Bundesregierungscoalition wählen⁹⁶; 0 = Befragter würde, wenn am nächsten Sonntag Landtagswahlen wären, für eine Partei aus den Reihen der Opposition stimmen.⁹⁷ Personen bei denen als Antwortkategorie „bin nicht wahlberechtigt“, „gehe nicht wählen“, „weiß nicht“ oder „keine Angabe“ kodiert wurde, habe ich aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen.
- Die zentrale unabhängige Variable $OEKONOME_{(i)}$ („subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland für das i - te Individuum“) bildet den individuellen Grad an Pessimismus hinsichtlich der zukünftigen allgemeinen Wirtschaftsverhältnisse ab. In diesem Zusammenhang wurde den ausgewählten Personen im Rahmen der telephonischen Interviews die folgende Frage gestellt: „Werden sich die wirtschaftlichen Verhältnisse in Deutschland in den kommenden Jahren verbessern, verschlechtern oder werden sie unverändert bleiben?“ Die Codierung dieser kategorialen Wirkgröße habe ich zunächst, im ersten Teil meiner Datenanalyse, weitgehend unverändert gelassen: 1 = Befragter gibt an, die wirtschaftlichen Verhältnisse in Deutschland würden sich in den kommenden Jahren verbessern (optimistische Wirtschaftseinschätzung); 2 = Befragter gibt an, die wirtschaftlichen Verhältnisse würden in den kommenden Jahren unverändert bleiben (indifferente Wirtschaftseinschätzung); 3 = Befragter gibt an, die wirtschaftlichen Verhältnisse würden sich in den kommenden Jahren verschlechtern (pessimistische Wirtschaftseinschätzung). Personen mit den codierten Antwortkategorien „weiß nicht“ bzw. „keine Angabe“ wurden aus der Analyse ausgeschlossen. Um im zweiten Teil meiner Datenanalyse logistische Regressionsmodelle rechnen zu können, wurde in einem nächsten Schritt, in jedem der 8 Datensätze, ein Set von Dummy-Variablen

⁹⁵ Eine detaillierte Dokumentation zur Variablengenerierung sowie eine genaue Beschreibung der einzelnen Schritte meiner Datenanalyse befinden sich auf der CD im Anhang.

⁹⁶ Vor dem Bundestagswahltermin am 27.09.1998 handelt es sich hierbei um die Parteien CDU/CSU und FDP. Nach dem 27.09.1998: SPD und Grüne.

⁹⁷ Bei Befragungen welche zeitlich vor der Bundestagswahl am 27.09.1998 durchgeführt wurden: SPD; Grüne; PDS; sonstige Parteien. Nach dem 27.09.1998: CDU/CSU; FDP; PDS; sonstige Parteien.

gebildet. Dabei wurde jeweils immer die Referenzkategorie $OEKDUM1_{(i)}$ aus den Regressionsmodellen ausgeschlossen:

- $OEKDUM1_{(i)}$: 1 = zukünftige Wirtschaftslage in Deutschland wird sich verbessern (optimistische Wähler); 0 = sonst.
- $OEKDUM2_{(i)}$: 2 = zukünftige Wirtschaftslage in Deutschland bleibt unverändert (indifferente Wähler); 0 = sonst.
- $OEKDUM1_{(i)}$: 3 = zukünftige Wirtschaftslage in Deutschland wird sich verschlechtern (pessimistische Wähler); 0 = sonst.

Um die Stabilität des postulierten Zusammenhangs zu überprüfen, wurden zusätzliche Kontrollvariablen konstruiert und in die logistischen Regressionsmodelle aufgenommen. Es handelt sich hierbei um die folgenden Größen:

- Die binär codierte Variable $BTWBR_{(i)}$ („Rückerinnerungsfrage zum Abstimmungsverhalten bei der letzten Bundestagswahl für das i - te Individuum“): 1 = Befragter gibt im Interview an, bei der letzten Bundestagswahl eine zum Zeitpunkt der Befragung amtierende Bundesregierungspartei gewählt zu haben⁹⁸; 0 = Befragter gibt an, bei der letzten Bundestagswahl für eine Partei aus den Reihen der Opposition gestimmt zu haben.⁹⁹ Personen mit den Angaben „habe nicht gewählt“, „war nicht wahlberechtigt“, „weiß nicht mehr“ oder „keine Angabe“ habe ich aus der Analyse ausgeschlossen.
- Eine dichotome Variable $GES_{(i)}$ („Geschlecht des i - ten Individuums“) mit den Ausprägungen: 1 = männlich; 2 = weiblich.
- Die metrische Altersvariable $ALTQN_{(i)}$ („Geburtsjahr des i - ten Individuums“).
- Sowie die dichotome Variable $BILDUNG_{(i)}$ („Bildungsniveau des i - ten Individuums“) mit der folgenden Codierung: 1 = hohes Bildungsniveau (Fachhochschulreife; allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife; Fachhochschul- oder Hochschulabschluss); 0 = niedriges Bildungsniveau (ohne Hauptschulabschluss; Hauptschulabschluss; Realschulabschluss; Abschluss der Polytechnischen Oberschule). Befragte mit der Codierung „anderer Schulabschluss“ wurden aus der weiteren Untersuchung ausgeschlossen.

⁹⁸ Die Befragung fand vor dem 27.09.1998 statt: CDU/CSU bzw. FDP. Der Termin der Befragung war nach der Bundestagswahl am 27.09.1998: SPD bzw. Grüne.

⁹⁹ Wurden die Befragten vor dem 27.09.1998 interviewt: SPD; Grüne; PDS; sonstige Parteien. Danach: CDU/CSU; FDP; PDS; sonstige Parteien.

6.3. Bivariate Analyse des Zusammenhangs zwischen der individuellen Landtagswahlabsicht und den subjektiven ökonomischen Erwartungen

Um einen ersten Eindruck über den einfachen Zusammenhang zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ zu erhalten, habe ich für alle 8 Datensätze jeweils eine zweidimensionale Kreuztabelle gebildet.¹⁰⁰ Dabei stellt $OEKONOME_{(i)}$ immer die Spaltenvariable dar, wohingegen $LTWBR_{(i)}$ durchgehend als Zeilenvariable verwendet wird. In die einzelnen Zellen wurden die absoluten Häufigkeiten der Ausprägungskombinationen der beiden Variablen eingetragen. Anschließend wurde für alle 8 Kontingenztabelle eine Spaltenprozentuierung vorgenommen.¹⁰¹ Dadurch wird es möglich die bedingten relativen Häufigkeitsverteilungen der abhängigen Variable $LTWBR_{(i)}$ zu analysieren.¹⁰² Nach diesem ersten Eindruck wurde in einem nächsten Schritt für jede Kreuztabelle, als Assoziationsmaß für die Stärke des Zusammenhangs zwischen den beiden Variablen, der Koeffizient „Cramers V“ berechnet.¹⁰³ V ist ein häufig verwendetes Zusammenhangsmaß für nominalskalierte Variablen und kann Werte zwischen 0 („kein Zusammenhang“) und 1 („perfekter Zusammenhang“) annehmen.¹⁰⁴ Da hier der Anspruch lautet die ermittelten Befunde über die einzelnen Stichproben hinaus zu generalisieren, wurde schließlich in einem letzten Schritt für jede Kreuztabelle der Chi2-Unabhängigkeitstest nach Pearson berechnet. Die zu verwerfende Nullhypothese lautet hierbei folgendermaßen: „Zwischen der Zeilen- und Spaltenvariable besteht in der Grundgesamtheit kein Zusammenhang.“¹⁰⁵ Die empirische Prüfgröße Chi2 gibt dabei das Ausmaß der Abweichung zwischen beobachteten und bei Unabhängigkeit erwarteten Tabellenhäufigkeiten an:¹⁰⁶ „Je größer die Abweichungen zwischen erwarteten und beobachteten Häufigkeiten sind, desto größer ist der Wert der Teststatistik Chi2.“ (Kühnel/Krebs 2001: 333).¹⁰⁷ Folgende Ergebnisse konnten ermittelt werden (Tab.18-25):

¹⁰⁰ Eine elementare Einführung zu den Techniken der Kreuztabellierung bzw. Kontingenzanalyse findet man bei Backhaus et al. (2003: 229-257).

¹⁰¹ Diese Werte sind für jede Zelle in Klammern unterhalb der absoluten Häufigkeiten abgebildet.

¹⁰² Die Einteilung in Subgruppen erfolgte anhand der einzelnen Merkmalsausprägungen der unabhängigen Variable $OEKONOME_{(i)}$.

¹⁰³ „V“ ist definiert als $\sqrt{(\text{Chi2} : \text{Chi2max})}$. Es wird also für eine beliebige $n \cdot m$ -Kreuztabelle aus den zugrundeliegenden Daten die Chi2-Statistik ermittelt und durch den für diese Tabelle maximal möglichen Chi2-Wert dividiert. Anschließend wird die Quadratwurzel des so ermittelten Quotienten gebildet (vgl. Kühnel/Krebs 2001: 356).

¹⁰⁴ Für die inhaltliche Interpretation kann somit gelten: „Je höher desto besser.“

¹⁰⁵ Der in der Stichprobe beobachtete Zusammenhang ist also (aufgrund von Stichprobenschwankungen) rein zufällig entstanden.

¹⁰⁶ Die Formel für die Chi2-Teststatistik lautet: $\text{Chi2} = \sum \sum (n_{ij} - e_{ij})^2 : e_{ij}$,

wobei: n_{ij} = die in der Kreuztabelle beobachteten absoluten Häufigkeiten; e_{ij} = die bei statistischer Unabhängigkeit von $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ erwarteten absoluten Häufigkeiten. Es werden also jeweils die Differenzen zwischen den beobachteten und den erwarteten absoluten Häufigkeiten quadriert, durch die erwarteten absoluten Zellenhäufigkeiten dividiert und schließlich über alle Tabellenzellen hinweg aufsummiert.

¹⁰⁷ Damit wird auch das Argument gegen die Unabhängigkeitsvermutung stärker.

Tabelle 18: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1995 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	10639 (46.31 %)	13883 (55.09 %)	23052 (63.11 %)	47574 (56.16 %)
Parteien der BR (CDU/CSU oder FDP)	12336 (53.69 %)	11319 (44.91 %)	13475 (36.89 %)	37130 (43.84 %)
Σ	22975 (100 %)	25202 (100 %)	36527 (100 %)	84704 (100 %)

V = 0.139; Chi2 = 1634.29***; n = 84704; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 95 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 19: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1996 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	1900 (38.41 %)	3857 (50.53 %)	13468 (64.58 %)	19225 (57.50 %)
Parteien der BR (CDU/CSU oder FDP)	3047 (61.59 %)	3776 (49.47 %)	7386 (35.42 %)	14209 (42.50 %)
Σ	4947 (100 %)	7633 (100 %)	20854 (100 %)	33434 (100 %)

V = 0.199; Chi2 = 1317.72***; n = 33434; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 96 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 20: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1997 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	2479 (46.34 %)	4481 (57.67 %)	13763 (70.50 %)	20723 (63.49 %)
Parteien der BR (CDU/CSU oder FDP)	2871 (53.66 %)	3289 (42.33 %)	5759 (29.50 %)	11919 (36.51 %)
Σ	5350 (100 %)	7770 (100 %)	19522 (100 %)	32642 (100 %)

V = 0.192; Chi2 = 1206.42***; n = 32642; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 97 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 21: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1998 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	5985 (53.01 %)	8767 (60.91 %)	11556 (69.44 %)	26308 (62.16 %)
Parteien der BR (CDU/CSU oder FDP)	5306 (46.99 %)	5626 (39.09 %)	5086 (30.56 %)	16018 (37.84 %)
Σ	11291 (100 %)	14393 (100 %)	16642 (100 %)	42326 (100 %)

V = 0.136; Chi2 = 786.53***; n = 42326; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 98 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 22: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 1999 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	3543 (44.52 %)	6508 (59.07 %)	8063 (71.85 %)	18114 (59.98 %)
Parteien der BR (SPD oder Grüne)	4416 (55.48 %)	4509 (40.93 %)	3159 (28.15 %)	12084 (40.02 %)
Σ	7959 (100 %)	11017 (100 %)	11222 (100 %)	30198 (100 %)

V = 0.220; Chi2 = 1455.46***; n = 30198; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 99 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 23: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 2000 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	12647 (42.42 %)	12895 (52.77 %)	12109 (60.43 %)	37651 (50.68 %)
Parteien der BR (SPD oder Grüne)	17165 (57.58 %)	11540 (47.23 %)	7929 (39.57 %)	36634 (49.32 %)
Σ	29812 (100 %)	24435 (100 %)	20038 (100 %)	74285 (100 %)

V = 0.148; Chi2 = 1618.18***; n = 74285; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 00 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 24: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 2001 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	9479 (41.93 %)	15251 (49.77 %)	18702 (60.21 %)	43432 (51.52 %)
Parteien der BR (SPD oder Grüne)	13126 (58.07 %)	15390 (50.23 %)	12359 (39.79 %)	40875 (48.48 %)
Σ	22605 (100 %)	30641 (100 %)	31061 (100 %)	84307 (100 %)

V = 0.147; Chi2 = 1808.44***; n = 84307; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 01 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Tabelle 25: Analyse des bivariaten Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$ für den Forsa-Bus 2002 (Methode: Kontingenzanalyse)

LTWBR (Sonntagsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahlen)	OEKONOME (Subjektive Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage in Deutschland)			
	verbessert	unverändert	verschlechtert	Σ
andere Parteien als BR (Bundesregierung)	15192 (48.36 %)	14786 (50.92 %)	17868 (63.34 %)	47846 (53.96 %)
Parteien der BR (SPD oder Grüne)	16223 (51.64 %)	14252 (49.08 %)	10341 (36.66 %)	40816 (46.04 %)
Σ	31415 (100 %)	29038 (100 %)	28209 (100 %)	88662 (100 %)

V = 0.130; Chi2 = 1504.13***; n = 88662; bedingte Häufigkeitsverteilung von LTWBR mit spaltenbezogener Prozentuierung; Forsa-Bus 02 (***) = signifikant auf 1%- Niveau ($p \leq 0.01$)

Bereits nach einer kurzen, oberflächlichen Betrachtung lässt sich ein eindeutiger Zusammenhang erkennen: Mit zunehmendem Pessimismus hinsichtlich der ökonomischen Entwicklung sinkt der Anteil der Wähler, welche den Parteien der Bundesregierung bei den Landtagswahlen ihre Stimme geben würden. Man betrachte hierzu als Ablesebeispiel die empirischen Befunde aus dem Forsa-Bus 2001 (vgl. Tabelle 24): Während 58.07 % aller optimistischen, sowie 50.23 % aller indifferenten Wähler in den Interviews angaben bei den kommenden Landtagswahlen zugunsten der Parteien der Bundesregierung abstimmen zu wollen, traf dies lediglich auf 39.79 % aller pessimistischen Wähler zu. Gegenüber der Randverteilung, hier liegt der unbedingte Anteil¹⁰⁸ von potentiellen Bundesregierungswählern bezüglich aller Befragten insgesamt bei 48.48 %, sind somit die bedingten Anteile in den ersten beiden Subgruppen (Optimisten und Indifferente) als überdurchschnittlich hoch, in der

¹⁰⁸ D.h. ohne Kenntnis der Werte der unabhängigen Variablen $OEKONOME_{(i)}$.

dritten Subgruppe (Pessimisten) dagegen als unterdurchschnittlich niedrig, zu bezeichnen. Insgesamt ist damit bei sinkendem Optimismus gegenüber der zukünftigen allgemeinen Wirtschaftslage in der BRD, eine klare Abnahme der Abstimmungsbereitschaft zugunsten der Bundesregierungsparteien erkennbar. Die 7 übrigen Kreuztabellen zeigen ohne Ausnahme ein identisches Muster. Die ermittelten Werte von Cramers V liegen allesamt zwischen 0.130 (vgl. Tabelle 25) und 0.220 (vgl. Tabelle 22), was jeweils auf einen relativ schwachen Zusammenhang zwischen dem Grad an Pessimismus bei der subjektiven Wirtschaftsprognose und der individuell geäußerten Landtagswahlabsicht (Bundesregierungs- versus Oppositionsparteien) hindeutet.¹⁰⁹ Zudem scheint eine Generalisierung dieser Befunde über die einzelnen Stichproben hinaus möglich zu sein, da der Chi2-Unabhängigkeitstest bei allen 8 Kreuztabellen auf einen jeweils signifikanten Zusammenhang hindeutet ($p \leq 0.01$) und somit die Nullhypothese „Unabhängigkeit“ ausnahmslos verworfen werden kann. Die Annahme des Economic Voting im Zusammenhang mit den Stimmenverlusten der Bundesregierung bei Landtagswahlen kann also auf der Individualebene vorläufig bestätigt werden. Nach dieser einfachen bivariaten Betrachtung, des in der Perspektive meiner Fragestellung zentralen Zusammenhangs zwischen $LTWBR_{(i)}$ und $OEKONOME_{(i)}$, habe ich im folgenden weitere unabhängige Variablen in meine Datenanalyse einbezogen. Zu diesem Zweck wurde, wie auch schon im Rahmen der empirischen Überprüfung meiner dritten Hypothese, ein logistischer Regressionsansatz formuliert. Dieser soll nun im folgenden vorgestellt werden.

6.4. Spezifizierung eines multiplen Logit-Modells vor dem Hintergrund meiner vierten Hypothese

Mit abnehmendem Optimismus bezüglich der zukünftigen Wirtschaftsentwicklung des Landes sinkt bei den Individuen, unter Kontrolle ihrer vergangenen Bundestagswahlentscheidung, die Wahrscheinlichkeit bei den Landtagswahlen die Parteien der Bundesregierung wiederzuwählen. Die empirische Überprüfung dieser Behauptung erfolgt mit Hilfe des folgenden Modells:¹¹⁰

¹⁰⁹ An dieser Stelle sollte angemerkt werden, dass in der statistischen Literatur keine einheitliche Meinung darüber existiert, ab welchem Wert ein schwacher bzw. starker Zusammenhang vorliegt. Bezogen auf Cramers V geben Kühnel/Krebs (2001: 356) folgende Faustregel: „Im Allgemeinen wird der Wert einer Maßzahl für einen Zusammenhang zwischen 0.10 und 0.20 als eher gering bezeichnet.“

¹¹⁰ Eine kurze allgemeine Beschreibung des logistischen Regressionsmodells sowie Hinweise zur weiterführenden Literatur findet man bei Chatterjee et al. (2000: 319-334). Vgl. hierzu ebenfalls meine Erläuterungen auf S. 59 dieser Diplomarbeit.

$$\ln(P[\text{LTWBR}_{(i)}=1] : P[\text{LTWBR}_{(i)}=0]) = a + b1 \cdot \text{OEKDUM2}_{(i)} + b2 \cdot \text{OEKDUM3}_{(i)} + \\ b3 \cdot \text{BTWBR}_{(i)} + b4 \cdot \text{GES}_{(i)} + b5 \cdot \text{ALTQN}_{(i)} + \\ b6 \cdot \text{BILDUNG}_{(i)}$$

wobei:

- $\text{LTWBR}_{(i)}$ = Sonntagsfrage zur Parteiwahl bei den kommenden Landtagswahlen für das i - te Individuum (1 = Wahl einer Partei aus den Reihen der amtierenden Bundesregierungskoalition; 0 = Wahl einer Oppositionspartei)
- $\text{OEKDUM2}_{(i)}$ = Dummyvariable zur subjektiven Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage für das i - te Individuum (1 = Wirtschaft bleibt unverändert; 0 = sonst)
- $\text{OEKDUM3}_{(i)}$ = Dummyvariable zur subjektiven Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage für das i - te Individuum (1 = Wirtschaft verschlechtert sich; 0 = sonst)¹¹¹
- $\text{BTWBR}_{(i)}$ = Rückerinnerung zum Wahlverhalten bei vergangener Bundestagswahl für das i - te Individuum (1 = Wahl einer zum Zeitpunkt der Befragung amtierenden Bundesregierungspartei; 0 = Wahl einer Oppositionspartei)
- $\text{GES}_{(i)}$ = Geschlecht des i - ten Individuums (1 = männlich; 2 = weiblich)
- $\text{ALTQN}_{(i)}$ = Geburtsjahr des i - ten Individuums
- $\text{BILDUNG}_{(i)}$ = Bildungsniveau des i - ten Individuums (1 = hoch; 0 = niedrig)
- „P“ bedeutet in diesem Zusammenhang „Wahrscheinlichkeit“ (probability); mit „ln“ ist der natürliche Logarithmus des Quotienten $P[\text{LTWBR}_{(i)}=1] : P[\text{LTWBR}_{(i)}=0]$ gemeint.

Zusätzlich wird, wie aus der obigen logistischen Regressionsgleichung hervorgeht, bei jeder individuellen Untersuchungseinheit für den Einfluss dreier sozialstruktureller Größen, nämlich Geschlecht, Geburtsjahr und Bildungsniveau, kontrolliert. Die Interpretation der geschätzten Koeffizienten erfolgt wiederum anhand der Vorzeichen und der relativen Größe. Vor dem Hintergrund meiner vierten Hypothese habe ich in diesem Zusammenhang die folgenden drei Erwartungen:

- **Der Regressionskoeffizient von $\text{OEKDUM2}_{(i)}$ hat ein negatives Vorzeichen (theoretische Erwartung Nr. 1).** Wäre dies der Fall, dann könnte man daraus auf

¹¹¹ Die aus dem Modell ausgeschlossene Referenzkategorie ist $\text{OEKDUM1}_{(i)}$ = Dummyvariable zur subjektiven Einschätzung der zukünftigen Wirtschaftslage für das i - te Individuum (1 = Wirtschaft verbessert sich; 0 = sonst).

eine, relativ zur Referenzkategorie „optimistische Einschätzungen der allgemeinen wirtschaftlichen Lage“ (OEKDUM1_(i)), niedrigere Wahrscheinlichkeit der Stimmabgabe für die Bundesregierungsparteien derjenigen Personen schließen, welche in die Kategorie „indifferente Wirtschaftseinschätzung“ (OEKDUM2_(i)) fallen.

- **Der Regressionskoeffizient von OEKDUM3_(i) hat ein negatives Vorzeichen (theoretische Erwartung Nr. 2).** Träfe dies zu, dann würde das bedeuten, dass Befragte mit einer pessimistischen ökonomischen Einschätzung (OEKDUM3_(i)) eine geringere Abstimmungswahrscheinlichkeit für die Parteien der Bundesregierung aufweisen, als Befragte mit einer optimistischen Wirtschaftseinschätzung (dies wären also alle Personen in der Referenzkategorie OEKDUM1_(i)).
- Schließlich erwarte ich noch, dass der Regressionskoeffizient der unabhängigen Variable OEKDUM2_(i), im Vergleich zum Koeffizienten der unabhängigen Variable OEKDUM3_(i), signifikant größer ist. Oder etwas formaler:

OEKDUM2_(i) > OEKDUM3_(i) (theoretische Erwartung Nr. 3)

Würde diese Erwartung in den Daten empirisch vorliegen, dann könnte dies als ein Hinweis darauf gedeutet werden, dass Individuen mit einer pessimistischen subjektiven Wirtschaftsprognose (OEKDUM3_(i)) eine niedrigere Abstimmungswahrscheinlichkeit zugunsten der Parteien der Bundesregierung bei den Landtagswahlen erkennen lassen, als Befragte, welche für die Zukunft keine wesentliche Veränderung der allgemeinen Wirtschaftslage vermuten (OEKDUM2_(i)).

Zum Zwecke der Überprüfung dieser Annahme wurde jeweils in allen 8 Datensätzen ein Signifikanztest („Wald-Test“) auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2_(i) und OEKDUM3_(i) durchgeführt (Nullhypothese: OEKDUM2_(i) = OEKDUM3_(i)).

Das hier beschriebene Modell wurde auf identische Art und Weise in allen 8 Datensätzen geschätzt. Dabei erfolgten die Berechnungen jeweils getrennt nach West- versus Ostdeutschland.¹¹² Die Tabellen 26-29 bilden meine empirischen Befunde ab:

¹¹² Insgesamt wurden also 16 logistische Regressionen gerechnet.

6. Empirische Überprüfung der vierten Hypothese (H4) mit Mikrodaten

Tabelle 26: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Westdeutschland: 1995-1998 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Forsa-Bus 1995 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 1996 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 1997 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 1998 (Westdeutschland)
Konstante	30.666 (17.27)***	32.769 (11.96)***	30.026 (11.08)***	30.316 (13.13)***
OEKDUM2 (zukünftige Wirtschaftslage: unverändert)	-0.184 (-4.71)***	-0.343 (-4.58)***	-0.283 (-4.16)***	-0.235 (-5.01)***
OEKDUM3 (zukünftige Wirtschaftslage: verschlechtert)	-0.298 (-8.24)***	-0.660 (-10.09)***	-0.623 (-10.46)***	-0.372 (-7.97)***
BTWBR (Rück Erinnerung Bundestagswahlverhalten)	4.754 (152.40)***	4.465 (93.46)***	4.265 (86.73)***	4.221 (99.79)***
GES (Geschlecht)	-0.006 (-0.23)	-0.069 (-1.58)	-0.008 (-0.18)	0.069 (1.84)*
ALTQN (Geburtsjahr)	-0.017 (-18.81)***	-0.018 (-12.78)***	-0.017 (-12.01)***	-0.017 (-14.35)***
BILDUNG (Bildungsniveau)	-0.137 (-4.18)***	0.063 (1.28)	0.108 (2.20)**	0.153 (3.60)***
Pseudo R2	0.578	0.542	0.508	0.493
LR Chi2	48812.20***	17757.25***	15200.40***	19445.42***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	90.87 %	89.52 %	88.12 %	87.60 %
N	61609	23922	22550	29318
Signifikanztest ("Wald-Test") auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2 und OEKDUM3 (Nullhypothese: OEKDUM2 = OEKDUM3); theoretische Erwartung: OEKDUM2 > OEKDUM3:				
Beobachtetes Größenverhältnis von OEKDUM2 und OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3
Chi2	11.47***	35.47***	42.26***	9.77***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWBR (Sonntagsfrage bez. Landtagswahlen: CDU/FDP versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau (p ≤ 0.10); ** = signifikant auf 5%-Niveau (p ≤ 0.05); *** = signifikant auf 1%-Niveau (p ≤ 0.01); Referenzkategorie der Dummy-Variablen: OEKDUM1 (zukünftige Wirtschaftslage: verbessert)				

Tabelle 27: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Ostdeutschland: 1995-1998 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Forsa-Bus 1995 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 1996 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 1997 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 1998 (Ostdeutschland)
Konstante	13.987 (3.55)***	13.173 (2.33)**	5.567 (1.02)	17.112 (3.59)***
OEKDUM2 (zukünftige Wirtschaftslage: unverändert)	-0.362 (-5.05)***	-0.556 (-4.37)***	-0.420 (-3.42)***	-0.514 (-5.73)***
OEKDUM3 (zukünftige Wirtschaftslage: verschlechtert)	-0.757 (-10.05)***	-1.078 (-9.20)***	-0.869 (-7.67)***	-0.929 (-10.06)***
BTWBR (Rück Erinnerung Bundestagswahlverhalten)	4.963 (74.55)***	4.357 (42.31)***	3.885 (38.45)***	3.825 (41.55)***
GES (Geschlecht)	-0.046 (-0.75)	-0.028 (-0.32)	0.023 (0.28)	0.016 (0.22)
ALTQN (Geburtsjahr)	-0.008 (-4.19)***	-0.008 (-2.71)***	-0.004 (-1.47)	-0.010 (-4.15)***
BILDUNG (Bildungsniveau)	-0.114 (-1.62)*	-0.100 (-0.97)	0.321 (3.20)***	0.426 (5.02)***
Pseudo R2	0.605	0.518	0.432	0.406
LR Chi2	12311.77***	3896.01***	2901.68***	3442.05***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	91.73 %	88.12 %	84.46 %	82.53 %
N	14697	5498	5077	6526
Signifikanztest ("Wald-Test") auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2 und OEKDUM3 (Nullhypothese: OEKDUM2 = OEKDUM3); theoretische Erwartung: OEKDUM2 > OEKDUM3:				
Beobachtetes Größenverhältnis von OEKDUM2 und OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3
Chi2	24.36***	27.35***	22.54***	24.72***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWBR (Sonntagsfrage bez. Landtagswahlen: CDU/FDP versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau (p ≤ 0.10); ** = signifikant auf 5%-Niveau (p ≤ 0.05); *** = signifikant auf 1%-Niveau (p ≤ 0.01); Referenzkategorie der Dummy-Variablen: OEKDUM1 (zukünftige Wirtschaftslage: verbessert)				

Tabelle 28: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Westdeutschland: 1999-2002 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Forsa-Bus 1999 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 2000 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 2001 (Westdeutschland)	Forsa-Bus 2002 (Westdeutschland)
Konstante	2.417 (0.83)	-3.080 (-1.81)*	-8.601 (-5.48)***	-3.823 (-2.50)***
OEKDUM2 (zukünftige Wirtschaftslage: unverändert)	-0.489 (-8.65)***	-0.284 (-9.19)***	-0.232 (-7.65)***	-0.093 (-3.37)***
OEKDUM3 (zukünftige Wirtschaftslage: verschlechtert)	-1.061 (-18.55)***	-0.539 (-16.09)***	-0.649 (-21.08)***	-0.442 (-15.56)***
BTWBR (Rück Erinnerung Bundestagswahlverhalten)	4.610 (82.52)***	3.979 (141.00)***	3.825 (146.26)***	3.827 (147.83)***
GES (Geschlecht)	0.290 (6.48)***	0.318 (11.90)***	0.330 (13.62)***	0.317 (13.64)***
ALTQN (Geburtsjahr)	-0.003 (-1.90)*	0.000 (0.30)	0.003 (3.88)***	0.001 (0.65)
BILDUNG (Bildungsniveau)	0.235 (4.73)***	0.058 (2.03)**	0.103 (4.00)***	0.205 (8.49)***
Pseudo R2	0.532	0.462	0.436	0.428
LR Chi2	15889.33***	34248.12***	36643.73***	37882.86***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	88.42 %	87.29 %	86.06 %	85.44 %
N	21854	53568	60606	63968
Signifikanztest ("Wald-Test") auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2 und OEKDUM3 (Nullhypothese: OEKDUM2 = OEKDUM3); theoretische Erwartung: OEKDUM2 > OEKDUM3:				
Beobachtetes Größenverhältnis von OEKDUM2 und OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3
Chi2	122.77***	54.48***	222.70***	145.29***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWBR (Sonntagsfrage bez. Landtagswahlen: SPD/Grüne versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau (p ≤ 0.10); ** = signifikant auf 5%-Niveau (p ≤ 0.05); *** = signifikant auf 1%-Niveau (p ≤ 0.01); Referenzkategorie der Dummy-Variablen: OEKDUM1 (zukünftige Wirtschaftslage: verbessert)				

Tabelle 29: Empirische Überprüfung der vierten Hypothese in Ostdeutschland: 1999-2002 (Methode: logistische Regressionen; Wald-Tests)

	Forsa-Bus 1999 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 2000 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 2001 (Ostdeutschland)	Forsa-Bus 2002 (Ostdeutschland)
Konstante	23.142 (4.32)***	20.191 (6.02)***	28.408 (9.14)***	23.911 (8.03)***
OEKDUM2 (zukünftige Wirtschaftslage: unverändert)	-0.322 (-3.09)***	-0.197 (-3.23)***	-0.258 (-4.27)***	-0.059 (-1.06)
OEKDUM3 (zukünftige Wirtschaftslage: verschlechtert)	-0.653 (-5.95)***	-0.539 (-8.10)***	-0.496 (-8.13)***	-0.521 (-8.81)***
BTWBR (Rück Erinnerung Bundestagswahlverhalten)	3.786 (35.56)***	3.343 (60.62)***	3.124 (60.28)***	3.177 (61.50)***
GES (Geschlecht)	0.193 (2.26)**	0.249 (4.74)***	0.251 (5.23)***	0.269 (5.77)***
ALTQN (Geburtsjahr)	-0.013 (-4.88)***	-0.012 (-6.74)***	-0.016 (-9.89)***	-0.014 (-8.91)***
BILDUNG (Bildungsniveau)	-0.060 (-0.66)	-0.169 (-3.09)***	-0.050 (-1.01)	0.072 (1.53)
Pseudo R2	0.403	0.368	0.329	0.336
LR Chi2	2394.16***	5593.22***	5484.91***	5990.45***
Count R2 (Anteil korrekt klassifizierter Fälle)	83.12 %	83.15 %	80.72 %	80.60 %
N	4811	11401	12482	13380
Signifikanztest ("Wald-Test") auf Gleichheit der beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2 und OEKDUM3 (Nullhypothese: OEKDUM2 = OEKDUM3); theoretische Erwartung: OEKDUM2 > OEKDUM3:				
Beobachtetes Größenverhältnis von OEKDUM2 und OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3	OEKDUM2 > OEKDUM3
Chi2	10.85***	26.42***	18.34***	65.83***
z-Statistik in Klammern unterhalb des Regressionskoeffizienten; abhängige dichotome Variable ist LTWBR (Sonntagsfrage bez. Landtagswahlen: SPD/Grüne versus andere Parteien); * = signifikant auf 10%-Niveau (p ≤ 0.10); ** = signifikant auf 5%-Niveau (p ≤ 0.05); *** = signifikant auf 1%-Niveau (p ≤ 0.01); Referenzkategorie der Dummy-Variablen: OEKDUM1 (zukünftige Wirtschaftslage: verbessert)				

6.5. Empirische Ergebnisse zur Economic Voting-Annahme

Bei allen 16 Replikationen meines logistischen Regressionsmodells finden sich jeweils, bis auf eine einzige Ausnahme, meine drei theoretischen Erwartungen empirisch bestätigt: Die Koeffizienten von OEKDUM2_(i) und OEKDUM3_(i) weisen durchgehend das erwartete negative Vorzeichen auf und sind in der Regel auf dem 1%-Niveau signifikant ($p \leq 0.01$).¹¹³ Und auch im Rahmen der Wald-Tests lässt sich in allen Fällen eine signifikante Differenz zwischen den beiden Regressionskoeffizienten OEKDUM2_(i) und OEKDUM3_(i) in die erwartete Richtung feststellen ($p \leq 0.01$). Demzufolge sinkt mit zunehmendem Pessimismus hinsichtlich der zukünftigen Entwicklung der Wirtschaft beim Wähler die Wahrscheinlichkeit, bei den Landtagswahlen zugunsten der Parteien der Bundesregierung zu votieren. Dieser Befund erweist sich sowohl auf der regionalen Dimension (alte versus neue Bundesländer), als auch über die unterschiedlichen Regierungskoalitionen (CDU/CSU/FDP - Bundesregierung versus SPD/Grüne - Bundesregierung) hinweg, als stabil. Alle 16 Modelle haben zudem einen akzeptablen bis guten Gesamt-Fit.¹¹⁴ Damit kann auch nach diesen Berechnungen, im Einklang mit den Ergebnissen meiner bivariaten Analysen aus dem vorherigen Abschnitt, die Hypothese des prospektiven ökonomischen Wählens auf der Individualebene vorläufig bestätigt werden.

Nach der in diesem Kapitel erfolgten empirischen Überprüfung meiner vier im Theorieteil formulierten Hypothesen, folgt nun im nächsten Kapitel ein kurzes, zusammenfassendes Fazit. So möchte ich vor allem die Grenzen meiner Schlussfolgerungen aufzeigen und Möglichkeiten der zukünftigen Erforschung des Midterm-Verlustes (bzw. des individuellen Mehrebenenwahlverhaltens) in der BRD näher erläutern.

¹¹³ Einzige Ausnahme: Im Forsa-Bus 2002 (vgl. Tabelle 29) weist der Regressionskoeffizient der unabhängigen Variable OEKDUM2_(i) beim Modell für Ostdeutschland zwar das richtige Vorzeichen (-) auf, ist jedoch auf keinem der drei konventionellen Niveaus signifikant von Null verschieden. Damit ist in diesem einen Fall die „theoretische Erwartung Nr. 2“ empirisch nicht erfüllt.

¹¹⁴ Als zentrale Maßzahl für die Beurteilung der Güte der Gesamtmodelle wurde jeweils, wie auch schon bei den Modellen zur empirischen Überprüfung meiner dritten Hypothese, das Pseudo R² nach McFadden herangezogen. Hierbei wurden Werte zwischen 0.329 (vgl. Tabelle 29: Forsa-Bus 2001 für Ostdeutschland) und 0.605 (vgl. Tabelle 27: Forsa-Bus 1995 für Ostdeutschland) erreicht. Zudem deuten, in jedem einzelnen der 16 Modelle, die ermittelten LR-Chi²-Werte auf einen signifikanten Modellfit hin ($p \leq 0.01$). Nähere Erläuterungen zu diesen Kennwerten findet man bei Kohler/Kreuter (2001: 272f.).

7. Fazit

Nach der empirischen Überprüfung meiner vier Hypothesen erscheint es mir nun sinnvoll, meine Ergebnisse noch einmal kurz zusammenzufassen, die Grenzen meiner Schlussfolgerungen aufzuzeigen und ein verbessertes Studiendesign für zukünftige Forschungsprojekte vorzuschlagen.

7.1. Zusammenfassung der empirischen Befunde

Im Rahmen meiner Diplomarbeit habe ich versucht einen mikrofundierten Erklärungsbeitrag zum häufig diskutierten Phänomen „Midterm-Verlust der Bundesregierungsparteien bei den Landtagswahlen“ zu leisten. Dabei wurden, in Anlehnung an frühere Forschungsarbeiten, ein analytischer Rahmen präsentiert, alternative Wirkungsmechanismen diskutiert und empirisch überprüfbare Hypothesen formuliert. Nach einer „Re-Analyse“ des Ansatzes von Reiner Dinkel (1977), mit neueren Daten auf der Aggregatebene, habe ich einen mikroanalytischen Rahmen vorgestellt und mehrere Hypothesen auf der Grundlage von Individualdatensätzen statistisch getestet. Die folgende Tabelle fasst meine Ergebnisse noch einmal überblicksartig zusammen:

Tabelle 30: Ergebnisüberblick

	Alte Bundesländer		Neue Bundesländer	
	Annahme der Hypothese	Verwerfung der Hypothese	Annahme der Hypothese	Verwerfung der Hypothese
Erste Wahlbeteiligungshypothese (H1)		X	X	
Zweite Wahlbeteiligungshypothese (H2)		X	X	
Regionalisierungshypothese (H3)	X			X
Economic Voting-Hypothese (H4)	X		X	

7.2. Grenzen meiner Schlussfolgerungen (Stichwort: „Nichterklärte Varianz“)

Bei generalisierenden empirischen Studien besteht immer die Gefahr der Nichtberücksichtigung wichtiger Einflussfaktoren in den statistischen Modellen. So sind auch im Rahmen meiner Analysen weitere Größen denkbar (rivalisierende Alternativerklärungen), welche die individuellen Abstimmungsentscheidungen bei den Landtagswahlen beeinflussen

könnten. Meinen Regressionsmodellen liegen somit eine Reihe von Vereinfachungen zugrunde:

- Situative Faktoren wurden nicht berücksichtigt. Hierunter sind bundes-¹¹⁵ bzw. landespolitische¹¹⁶ Einzelereignisse zu subsumieren, welche in der Regel unerwartet eintreten und einer Partei unverhofft großen Schaden zufügen oder einen Sympathieaufschwung bringen können.
- Die potentiellen Wirkungen von kontrovers diskutierten Problemen und Sachthemen („Issues“) auf die Landtagswahlentscheidungen der Bürger blieben weitgehend ausgeblendet. Während ich mich in meiner Arbeit ausschließlich auf die wahrgenommene ökonomische Entwicklung konzentriert habe, blieben andere wichtige Politikfelder (z.B. Asylpolitik, Sozialpolitik; Bildungspolitik, Umweltpolitik, etc.) in meiner Analyse unberücksichtigt.
- Auch die zunehmende Personenorientierung des Wählerverhaltens wurde außer Betracht gelassen. Vor allem die großen Massenmedien beeinflussen das Bild der Spitzenkandidaten beim Wähler: „Bei ihrer Beurteilung fließen (...) Einschätzungen ihrer Politik, ihrer Fähigkeiten, ihrer moralischen Integrität und ihrer individuellen Persönlichkeit unentwerrbar zusammen.“ (Rudzio 2003: 224). Charismatische und sachkompetente Einzelpersönlichkeiten können die Stimmenanteile ihrer Partei beflügeln.
- Schließlich wurden auch kurzfristig wirkende Wahlkampfeffekte (z.B. Wahlwerbung durch Fernsehkampagnen, Plakate, Flugblätter, etc.) vernachlässigt.

7.3. Vorschlag für ein verbessertes Forschungsdesign

Bei den im Rahmen meiner Arbeit analysierten Datensätzen handelt es sich um eine Reihe von Querschnittserhebungen, bei denen jeweils immer unterschiedliche Personen interviewt wurden. Dies ist für meine Fragestellung jedoch nicht das optimale Design. Als besonders

¹¹⁵ Nach der deutschen Wiedervereinigung beispielsweise, musste die Bundesregierung (CDU/CSU-FDP) im Februar 1991 die Steuern erhöhen, um die hohen Kosten der Einheit finanzieren zu können. Da im Bundestagswahlkampf etwas anderes versprochen wurde, fühlten sich viele Wähler durch diese Entscheidung betrogen und nahmen kurz darauf die rheinland-pfälzischen Landtagswahlen am 21.04.1991 zum Anlass, den großen Koalitionspartner CDU durch Stimmenverweigerung bzw. Alternativenwahl für die „Steuerlüge“ abzustrafen (minus 6.4 Prozentpunkte im Vergleich zur vorhergehenden Landtagswahl). Dagegen konnte die SPD unmittelbar von diesen Ereignissen profitieren und 6 Prozentpunkte dazugewinnen (vgl. Decker/Blumenthal 2001: 150).

¹¹⁶ Als Beispiel kann hier die Barschel-Affäre in Schleswig-Holstein aufgeführt werden, welche der SPD bei der Landtagswahl am 08.05.1988 starke Stimmenzugewinne bescherte und gleichzeitig bei der CDU zu einem massiven Einbruch in den Wählerstimmen führte (vgl. Decker/Blumenthal 2001: 147).

problematisch sind hierbei die sog. „Rückerinnerungsfragen“ (bzw. „Recall-Operationalisierungen“) zum vergangenen Wahlverhalten zu werten: „Diese Methode ist wegen Rückerinnerungsproblemen und der Gleichzeitigkeit der Erhebung aktueller und zurückliegender Parteipräferenzen fehlerbehaftet (...).“ (Schoen 2004: 105).¹¹⁷ Das „Recall-Verfahren“ ist vor allem deswegen methodisch kritisierbar, weil das Ausmaß der Wechselwahl zwischen Bundestagswahlen und Landtagswahlen systematisch unterschätzt wird.¹¹⁸ Besser wäre dagegen ein Panel-Design, bei dem das Wahlverhalten einzelner Individuen über die verschiedenen Regierungsebenen hinweg systematisch erfasst wird.¹¹⁹ Ähnliche Forschungsanordnungen gibt es bereits in den USA (vgl. hierzu beispielsweise die „National Election Studies“ aus den Zeiträumen 1956-58, 1972-74 und 1992-94): „In each panel (...) the same individual was interviewed at least three times: before and after the on-year election and again following the midterm contest. The data, therefore, enabled us to track the voting behaviour of individuals from one election to the next.“ (Scheve/Tomz 1999: 511). Hier ist also eine direkte statistische Modellierung der individuellen Wechselwahl, zwischen den verschiedenen Ebenen, leicht möglich. Dagegen musste ich nach umfassenden Recherchen bezüglich der gegenwärtigen Datenlage in der BRD leider feststellen, dass es ein solches Mehrebenenwahl-Panel hierzulande nicht gibt.¹²⁰ Die Konzipierung und Durchführung solch einer Panel-Studie wäre somit in meinen Augen eine große Herausforderung für zukünftige Forschungsprojekte auf dem Gebiet der bundesdeutschen empirischen Wahlforschung.

¹¹⁷ Bei den Forsa-Bus-Befragungen wurde die Wahlabsichtsfrage bezüglich der kommenden Landtagswahl gleichzeitig mit der Rückerinnerungsfrage zum Abstimmungsverhalten bei der zurückliegenden Bundestagswahl gestellt.

¹¹⁸ Befragte neigen in der Regel dazu, vergangenes Wahlverhalten zu vergessen bzw. dieses an das gegenwärtige anzugleichen (vgl. Schoen 2003: 95-99).

¹¹⁹ Sowohl bei Landtagswahlen als auch bei Bundestagswahlen. Zusätzlich dazu könnte man bei jedem Individuum auch noch das Abstimmungsverhalten hinsichtlich der Wahlen zum Europäischen Parlament erheben.

¹²⁰ Vgl. hierzu im Anhang meine Email-Korrespondenz mit Experten auf dem Gebiet der empirischen Wahlforschung: Dr. Markus Klein (Mitarbeiter am Zentralarchiv für empirische Sozialforschung in Köln), Dr. Susumu Shikano (Mitarbeiter am Lehrstuhl für Politische Wissenschaft von Prof. Dr. Franz Urban Pappi in Mannheim) und Ph.D. Thomas Gschwend (Mitarbeiter am MZES).

8. Literaturverzeichnis

Abedi, Amir/ Alan Siaroff (1999): "The Mirror has Broken: Increasing Divergence between National and Land Elections in Austria", in: German Politics 8, S. 207-227.

Alesina, Alberto and Howard Rosenthal (1995): „Partisan Politics, Divided Government, and the Economy“, Cambridge University Press, New York.

Arzheimer, Kai / Jürgen W. Falter (2002): „Ist der Osten wirklich rot? Das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 2002 in Ost-West-Perspektive“, in: Aus Politik und Zeitgeschichte, 49-50, S. 27-35.

Atkeson, Lonna R./ Randall W. Partin (1995): "Economic and Referendum Voting: A Comparison of Gubernatorial and Senatorial Elections", in: American Political Science Review 89, S. 99-107.

Arcelus, Francisco / Allan H. Meltzer (1975): „The Effect of Aggregate Economic Variables on Congressional Elections“, in: American Political Science Review 69, S. 1232-1269 (mit Diskussion).

Backhaus, Klaus / Bernd Erichson / Wulff Plinke / Rolf Weiber (2003): „Multivariate Analysemethoden – Eine anwendungsorientierte Einführung“, 10. Auflage, Springer, Berlin.

Bean, Clive (2003): "Leadership and Voting: The Connection at the State Level", in: Australian Journal of Political Science 38, S. 465-478.

Beck, Ulrich (1983): "Jenseits von Klasse und Stand – Soziale Ungleichheit, gesellschaftliche Individualisierungsprozesse und die Entstehung neuer sozialer Formationen und Identitäten.", in: Kreckel, Reinhard (Hrsg.): „Soziale Ungleichheiten“, Sonderband 2 der Sozialen Welt, Schwartz & Co, Göttingen, S. 35-74.

Berk, Richard A. (2004): "Regression Analysis – A Constructive Critique", Sage Publications on Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences, Vol. 11, Sage, Thousand Oaks.

Beste, Ralf / Petra Bornhöft / Horand Knaup (2004): „Verfassung: Schröder und Müntefering streiten um die Föderalismusreform“, in: DER SPIEGEL, Heft 44, S. 44-46.

Beyme, Klaus von (1992): “Zusammenlegung von Wahlterminen: Entlastung der Wähler – Entlastung der Politiker?”, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 23, S. 339-353.

Beyme, Klaus von (2000): „Parteien im Wandel“, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden.

Billing, Werner (1991): „Die rheinland-pfälzische Landtagswahl vom 21. April 1991: Machtwechsel in Mainz nach 44 Jahren“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 22, S. 584-601.

Blais, André / Mathieu Turgeon / Elisabeth Gidengil / Neil Nevitte / Richard Nadeau (2004): „Which Matters Most? Comparing the Impact of Issues and the Economy in American, British and Canadian Elections“, in: British Journal of Political Science 34, S. 555-563.

Boudon, Raymond (1979): „Widersprüche sozialen Handelns“, Luchterhand, Darmstadt & Neuwied.

Boudon, Raymond (1980): „Die Logik des gesellschaftlichen Handelns“, Luchterhand, Darmstadt & Neuwied.

Burkhart, Simone (2004): “Partei politikverflechtung: Der Einfluss der Bundespolitik auf Landtagswahlentscheidungen von 1976 bis 2002“, MPIfG Discussion Paper 04/1, Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung Köln.

Bürklin, Wilhelm P. / Gerhard Franz / Rüdiger Schmitt (1984): „Die hessische Landtagswahl vom 25. September 1983: Politische Neuordnung nach der „Wende“?“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 15, S. 237-253.

Bürklin, Wilhelm P. / Markus Klein (1998): „Wahlen und Wählerverhalten – Eine Einführung“, 2. Auflage, Leske & Budrich, Opladen.

Campbell, Angus / Converse, Philip E. / Miller, Warren E. / Stokes, Donald E. (1960): “The American voter”, John Wiley, New York.

Chatterjee, Samprit / Ali S. Hadi / Bertram Price (2000): "Regression Analysis by Example", 3rd Edition, John Wiley, New York.

Clarke, Harold D. / Marianne C. Stewart (1996): "Economists and electorates: The subjective economy of governing party support in Canada", in: European Journal of Political Research 29: S. 191-214.

Cleveland, William S. (1979): "Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots", in: Journal of the American Statistical Association 74, S. 829-836.

Coleman, James S. (1990): "Foundations of Social Theory", Belknap Press, Cambridge, Massachusetts.

Decker, Frank / Julia von Blumenthal (2002): "Die bundespolitische Durchdringung der Landtagswahlen. Eine empirische Analyse von 1970 bis 2001", in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 33, S.144-165.

Decker, Frank (2004): „Konturen des „neuen“ Föderalismus aus Expertensicht: Eine Zwischenbilanz der Arbeit der Kommission zur Modernisierung der bundesstaatlichen Ordnung“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 35, S. 540-558.

Dinkel, Reiner (1977): „Der Zusammenhang zwischen Bundes- und Landtagswahlergebnissen“, in: Politische Vierteljahresschrift 18, S. 348-359.

Dinkel, Reiner (1981): „Zur Gesetzmäßigkeit der Trendverschiebungen zwischen Landtags- und Bundestagswahlen“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 12, S. 135-139.

Dinkel, Reiner (1989): „Landtagswahlen unter dem Einfluss der Bundespolitik: Die Erfahrung der letzten Legislaturperioden“, in: Jürgen W. Falter / Hans Rattinger / Klaus G. Troitzsch (Hrsg.): „Wahlen und politische Einstellungen in der Bundesrepublik Deutschland“, Lang, Frankfurt, S. 253-262.

Dorussen, Han / Michael Taylor (2002): „Economic Voting“, Routledge / ECPR Studies in European Political Science, London & New York.

Downs, Anthony (1957): "An economic theory of democracy", Harper & Row, New York.

Erikson, Robert S. (1988): „The Puzzle of Midterm Loss“, in: Journal of Politics 50, S. 1011-1029.

Erikson, Robert S. (1990): „Economic Conditions and the Congressional Vote: A Review of the Macrolevel Evidence“, in: American Journal of Political Science 34, S. 373-407 (mit Diskussion).

Esser, Hartmut (1989): "Verfällt die soziologische Methode?", in: Soziale Welt 40, S.57-75.

Fabritius, Georg (1978): „Wechselwirkungen zwischen Landtagswahlen und Bundespolitik“, Hain, Meisenheim am Glan.

Fabritius, Georg (1979): "Landtagswahlen im Schatten der Bundespolitik – Auch in den Parteien eine personelle und programmatische Politikverflechtung", in: Der Bürger im Staat, Heft 1, S. 29-33.

Ferrara, Federico / J. Timo Weishaupt (2004): "Get Your Act Together: Party Performance in European Parliament Elections", in: European Union Politics 5, S.283-306.

Fiorina, Morris P. (1978): "Economic Retrospective Voting in American National Elections: A Micro-analysis", in: American Journal of Political Science 22, S. 426-443.

Fiorina, Morris P. (1981): „Retrospective Voting in American National Elections“, Yale University Press, New Haven.

Firebaugh, Glenn (1997): "Analyzing Repeated Surveys", Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, series no. 07-115, Sage, Thousand Oaks.

Gaines, Brian J. / Christophe Crombez (2004): "Another Look at Connections Across German Elections", in: Journal of Theoretical Politics 16, S. 289-319.

Goodhart, Charles A. E. / Rajendra J. Bhansali (1970): "Political Economy", in: Political Studies 18, S. 43-106.

Haungs, Peter / Eckhard Jesse (1980): „Die rheinland-pfälzische Landtagswahl vom 18. März 1979 – Anfang vom Ende der CDU-Mehrheit?“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 11, S. 153-166.

Haungs, Peter / Eckhard Jesse (1983): „Die rheinland-pfälzische Landtagswahl vom 6. März 1983: Erste „Doppelwahl“ in der Geschichte der Bundesrepublik“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 14, S. 517-531.

Heidenheimer, Arnold (1958): „Federalism and the Party System – The Case of West Germany“, in: American Political Science Review 52, S. 812-824.

Hosmer, David W. Jr. / Stanley Lemeshow (1989): „Applied Logistic Regression“, John Wiley, New York.

Hough, Daniel / Charlie Jeffery (2003): „Landtagswahlen: Bundestestwahlen oder Regionalwahlen?“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 34, S. 79-94.

Jeffery, Charlie / Daniel Hough (2001): „The Electoral Cycle and Multi-Level Voting in Germany“, in: German Politics 10, S. 73-98.

Jun, Uwe (2004): „Reformoptionen der politischen Akteure im deutschen Föderalismus: Mehr Länderautonomie und mehr Wettbewerb als Ausweg aus der Politikverflechtungsfalle?“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 35, S. 559-580.

Kaase, Max (1967): „Wechsel von Parteipräferenzen. Eine Analyse am Beispiel der Bundestagswahl 1961“, Hain, Meisenheim am Glan.

Kennedy, Peter (2003): „A Guide to Econometrics“, 5th Edition, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Key, Vladimir O. (1966): „The Responsible Electorate“, Vintage Press, New York.

Kiewiet, D. Roderick / Michael Udell (1998): „Twenty-five years after Kramer: An assessment of economic retrospective voting based upon improved estimates of income and unemployment”, in: *Economics & Politics* 10, S. 219-248.

King, Gary / Robert O. Keohane / Sidney Verba (1994): „Designing Social Inquiry – Scientific Inference in Qualitative Research”, Princeton University Press, Princeton & New Jersey.

Kleinhenz, Thomas (1995): „Die Nichtwähler. Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung in Deutschland.“, Westdeutscher Verlag, Opladen.

Klumpp, Tilman (2002): „Voting Equilibria with Representation“, unpublished manuscript, Indiana University (http://www.indiana.edu/~workshop/papers/klumpp_120902.pdf).

Kohler, Ulrich / Frauke Kreuter (2001): „Datenanalyse mit Stata“, Oldenbourg Verlag, München / Wien.

König, Thomas (1997): „Politikverflechtungsfälle oder Parteienblockade? Das Potential für politischen Wandel im deutschen Zweikammersystem“, in: *Staatswissenschaften und Staatspraxis* 8, S. 135-159.

König, Thomas / Thomas Bräuninger (1997): „Wie wichtig sind die Länder für die Politik der Bundesregierung bei Einspruchs- und Zustimmungsgesetzen?“, in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 28, S. 605-628.

Kramer, Gerald H. (1971): „Short-term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964“, in: *American Political Science Review* 65, S. 131-143.

Krehbiel, Keith (1996): „Institutional and Partisan Sources of Gridlock: A theory of divided and unified government“, in: *Journal of Theoretical Politics* 8, S. 7-40.

Kühnel, Steffen M. / Dagmar Krebs (2001): „Statistik für die Sozialwissenschaften – Grundlagen, Methoden, Anwendungen“, Rowohlt, Reinbek bei Hamburg.

Kunz, Volker (2004): "Rational Choice", Campus Verlag, Frankfurt & New York.

Lehmbruch, Gerhard (1996): „Die korporatistische Verhandlungsdemokratie in Westmitteleuropa“, in: Schweizerische Zeitschrift für Politikwissenschaft, Sonderheft 2, S. 19-41.

Lehmbruch, Gerhard (2000): "Parteienwettbewerb im Bundesstaat – Regelsysteme und Spannungslagen im politischen System der Bundesrepublik Deutschland", 3. Auflage, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden.

Levitt, Steven D. (1994): "An Empirical Test of Competing Explanations for the Midterm Gap in the U.S. House", in: Economics & Politics 6, S. 25-37.

Lewis-Beck, Michael S. (1997): "Who's the chef? Economic voting under a dual executive", in: European Journal of Political Research 31, S. 315-325.

Lewis-Beck, Michael S. / Mary Stegmaier (2000): "Economic Determinants of Electoral Outcomes", in: Annual Review of Political Science 3, S. 183-219.

Lindenberg, Siegwart (1977): "Individuelle Effekte, kollektive Phänomene und das Problem der Transformation", in: Eichner, Klaus / Werner Habermehl (Hrsg.): „Probleme der Erklärung sozialen Verhaltens“, Hain, Meisenheim, S. 46-84.

Lohmann, Susanne / David W. Brady / Douglas Rivers (1997): „Party Identification, Retrospective Voting, and Moderating Elections in a Federal System: West Germany, 1961-1989“, in: Comparative Political Studies 30, S. 420-449.

Maier, Jürgen / Hans Rattinger (2004): "Economic Conditions and Voting Behaviour in German Federal Elections, 1994-2002", in: German Politics 13, S. 201-217.

Maier, Jürgen / Hans Rattinger (1999): „Economic Conditions and the 1994 and 1998 Federal Elections, in: German Politics 8, S. 33-47.

Marsh, Michael (1998): "Testing the Second-Order Election Model after Four European Elections", in: *British Journal of Political Science* 28, S. 591-607.

Menard, Scott (2002): "Longitudinal Research", 2nd Edition, Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, series no. 07-076, Sage, Thousand Oaks.

Menard, Scott (2002): "Applied Logistic Regression Analysis", 2nd Edition, Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, series no. 07-106, Sage, Thousand Oaks.

Miller, William L. / Myles Mackie (1973): „The Electoral Cycle and the Asymmetry of Government and Opposition Popularity: An Alternative Model of the Relationship between Economic Conditions and Political Popularity“, in: *Political Studies* 21, S. 263-279.

Mughan, Anthony (1986): „Toward a Political Explanation of Government Vote Losses in Midterm By-Elections“, in: *American Political Science Review* 80, S. 761-775.

Norris, Pippa (1997): "Second-order elections revisited", in: *European Journal of Political Research* 31, S. 109-114.

Rattinger, Hans (2000): „Konjunktorentwicklung, Wahrnehmungen der Wirtschaftslage und Parteipräferenzen in Deutschland, 1977-1998“, in: Klein, Markus / Wolfgang Jagodzinski / Ekkehard Mochmann / Dieter Ohr (Hrsg.): „50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland – Entwicklung, Befunde, Perspektiven, Daten“, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden.

Rattinger, Hans / Thorsten Faas (2001): „Wahrnehmungen der Wirtschaftslage und Wahlverhalten, 1977 bis 1998“, in: Klingemann, Hans-Dieter/ Max Kaase (Hrsg.): „Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1998“, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden, S. 283-308.

Reif, Karlheinz / Hermann Schmitt (1980): "Nine Second-Order National Elections: A Conceptual Framework for the Analysis of European Election Results", in: *European Journal of Political Research* 8, S. 3-44.

Reif, Karlheinz (1984): "Nationale Regierungsparteien verlieren die Wahl zum Europäischen Parlament 1984", in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 15, S. 341-352.

Reif, Karlheinz (1997): "European elections as member state second-order elections revisited", in: European Journal of Political Research 31, S. 115-124.

Remmer, Karen L. / Francois Gélinau (2003): „Subnational Electoral Choice – Economic and Referendum Voting in Argentina, 1983-1999“, in: Comparative Political Studies 36, S. 801-821.

Rudolph, Thomas J. / J. Tobin Grant (2002): "An Attributional Model of Economic Voting: Evidence from the 2000 Presidential Election", in: Political Research Quarterly 55, S. 805-823.

Rudzio, Wolfgang (2003): „Das politische System der Bundesrepublik Deutschland“, 6.Auflage, Leske und Budrich, Opladen.

Saalfeld, Thomas (2004): „Party Identification and the Social Bases of Voting Behaviour in the 2002 Bundestag Election“, in: German Politics 13, S. 170-200.

Scharpf, Fritz W. (1985): „Die Politikverflechtungs-Falle: Europäische Integration und deutscher Föderalismus im Vergleich“, in: Politische Vierteljahresschrift 26, S. 323-356.

Scheve, Kenneth / Michael Tomz (1999): „Electoral Surprise and the Midterm Loss in US Congressional Elections“, in: British Journal of Political Science 29, S. 507-521.

Schmitt-Beck, Rüdiger (1996): „Die hessische Landtagswahl vom 19.Februar 1995: Bestätigung der Regierungsfähigkeit von Grünen“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 27, S. 243-256.

Schnell, Rainer (1994): „Graphisch gestützte Datenanalyse“, Oldenbourg Verlag, München und Wien.

Schnell, Rainer / Paul B. Hill / Elke Esser (1999): „Methoden der empirischen Sozialforschung“, 6.Auflage, Oldenbourg Verlag, München und Wien.

Schneider, Volker (1999): „Staat und technische Kommunikation“, Westdeutscher Verlag, Opladen und Wiesbaden.

Schoen, Harald (2003): „Wählerwandel und Wechselwahl – Eine vergleichende Untersuchung“, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden.

Schoen, Harald (2004): „Wechselwähler in den USA, Großbritannien und der Bundesrepublik Deutschland: Politisch versiert oder ignorant?“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 35, S. 99-112.

Schultze, Rainer-Olaf (1987): „Die bayerische Landtagswahl vom 12.Oktober 1986: Stabile Verhältnisse wie nachhaltige Veränderungen“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 18, S. 38-56.

Schumpeter, Joseph A. (1942): „Capitalism, Socialism and Democracy“, Harper & Row, New York.

Shugart, Matthew S. (1995): “The Electoral Cycle and Institutional Sources of Divided Presidential Government”, in: American Political Science Review 89, S.327-343.

Stimson, James A. (1976): „Public Support for American Presidents: A Cyclical Model“, in: Public Opinion Quarterly 40, S. 1-21.

Sturm, Roland (2002): „Vorbilder für eine Bundesratsreform? Lehren aus den Erfahrungen der Verfassungspraxis Zweiter Kammern“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 33, S. 166-179.

Tsebelis, George (1995): „Decision Making in Political Systems: Veto Players in Presidentialism, Parliamentarism, Multicameralism and Multipartyism.“, in: British Journal of Political Science 25, S. 289-325.

Tufte, Edward R. (1975): „Determinants of the Outcomes of Midterm Congressional Elections”, in: American Political Science Review 69, S. 812-826.

Tufte, Edward R. (1978): “Political Control of the Economy“, Princeton University Press, Princeton.

Vatter, Adrian (1994): „Eigennutz als Grundmaxime in der Politik? Eine Überprüfung des Eigennutzaxioms der Ökonomischen Theorie der Politik bei Stimmbürgern, Parlamentariern und der Verwaltung.“, Haupt, Bern.

Vatter, Adrian (2002): „Politische Institutionen und ihre Leistungsfähigkeit. Der Fall des Bikameralismus im internationalen Vergleich“, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 33, S. 125-143.

Veiga, Francisco J. / Linda G. Veiga (2004): “Popularity Functions, Partisan Effects and Support in Parliament”, in: Economics & Politics 16, S. 101-115.

Weins, Cornelia (1999): „The East German Vote in the 1998 General Election“, in: German Politics 8, S.48-71.

9. Anhang

9.1. Datenquellen

- Hypothese 1: Es wurden ausschließlich Daten der amtlichen Wahlstatistik verwendet
 - <http://www.destatis.de> (Statistisches Bundesamt)
 - <http://www.bundeswahlleiter.de/btwahl.htm> (Hier befinden sich Hyperlinks zu den Ergebnissen der bisherigen Bundestagswahlen.)
 - <http://www.bundeswahlleiter.de/lwls.htm> (Hier befinden sich Hyperlinks zu den einzelnen statistischen Landesämtern, auf deren Webseiten die bisherigen Landtagswahlergebnisse abrufbar sind.)
 - Statistische Jahrbücher für die Bundesrepublik Deutschland (ab 1976), Statistisches Bundesamt, Wiesbaden (Hrsg.), Verlag: W. Kohlhammer GmbH, Stuttgart und Mainz (bis 1988); Metzler-Poeschel, Stuttgart (ab 1989).

- Hypothese 2 und 3: Als Datenbasis wurden ausgewählte Landtagswahlstudien des datenerhebenden Instituts „*Forschungsgruppe Wahlen e.V., Mannheim*“ (Primärforscher) verwendet. Die entsprechenden Datensätze wurden mir nach ausführlicher Begründung meines Forschungsanliegens und Entrichtung einer Gebühr vom Zentralarchiv (ZA) für empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln zwecks Analysezwecken zur Verfügung gestellt. Hinsichtlich einer Replikation, können die Daten jederzeit beim ZA Köln beantragt werden. Konkret handelt es sich dabei um die folgenden Landtagswahlstudien:
 - ZA2913¹²¹ - Landtagswahl in Baden-Württemberg 1996
 - ZA2914 - Landtagswahl in Rheinland-Pfalz 1996
 - ZA2915 - Landtagswahl in Schleswig-Holstein 1996
 - ZA3030 - Bürgerschaftswahl in Hamburg 1997
 - ZA3031 - Landtagswahl in Niedersachsen 1998
 - ZA3032 - Landtagswahl in Sachsen-Anhalt 1998
 - ZA3167 - Landtagswahl in Bayern 1998

¹²¹ Identifikationsnummer der Studie im Datenbestandskatalog des Zentralarchivs in Köln.

- ZA3168 - Landtagswahl in Mecklenburg-Vorpommern 1998
 - ZA3120 - Landtagswahl in Hessen 1999
 - ZA3169 - Bürgerschaftswahl in Bremen 1999
 - ZA3435 - Landtagswahl in Schleswig-Holstein 2000
 - ZA3436 - Landtagswahl in Nordrhein-Westfalen 2000
 - ZA3894 – Wahl zum Abgeordnetenhaus in Berlin 1999
 - ZA3895 - Landtagswahl in Brandenburg 1999
 - ZA3896 - Landtagswahl in Saarland 1999
 - ZA3897 - Landtagswahl in Sachsen 1999
 - ZA3898 - Landtagswahl in Thüringen 1999
-
- Hypothese 4: Als Datenbasis dient der Forsa-Bus des datenerhebenden Instituts „Forsa Gesellschaft für Sozialforschung und statistische Analyse mbH“ (Primärforscher). Die entsprechenden Datensätze wurden mir nach ausführlicher Begründung meines Forschungsanliegens und Entrichtung einer Gebühr vom Zentralarchiv (ZA) für empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln zwecks Analysezwecken zur Verfügung gestellt. Hinsichtlich einer Replikation, können die Daten jederzeit beim ZA Köln beantragt werden. Konkret handelt es sich dabei um die folgenden Wellen:
 - ZA3063 - Forsa-Bus 1994
 - ZA2983 - Forsa-Bus 1995
 - ZA2984 - Forsa-Bus 1996
 - ZA2985 - Forsa-Bus 1997
 - ZA3162 - Forsa-Bus 1998
 - ZA3289 - Forsa-Bus 1999
 - ZA3486 - Forsa-Bus 2000
 - ZA3675 - Forsa-Bus 2001
 - ZA3909 - Forsa-Bus 2002

9.2. Beschreibung der beigefügten CD

- Codebücher (bzw. Codepläne und Fragebögen): Anbei befinden sich die Codebücher (bzw. Codepläne und Fragebögen) aller verwendeten Studien. Hier sind die Details des Auswahlverfahrens, der Datenerhebung, der Operationalisierung und die entsprechenden Codierungen des primär erhebenden Forschungsinstituts (Forschungsgruppe Wahlen bzw. Forsa) dokumentiert. Die Codebücher wurden vom ZA Köln maschinenlesbar aufbereitet und können frei von der Homepage des Zentralarchivs (www.gesis.org) heruntergeladen werden. Die folgenden Dateien wurden hierzu auf der CD zusammengestellt:
 - *ZA2913.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Baden-Württemberg 1996“
 - *ZA2914.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Rheinland-Pfalz 1996“
 - *ZA2915.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Schleswig-Holstein 1996“
 - *ZA3030_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Bürgerschaftswahl in Hamburg 1997“
 - *ZA3031_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Niedersachsen 1998“
 - *ZA3032_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Sachsen-Anhalt 1998“
 - *ZA3167_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Bayern 1998“
 - *ZA3168_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Mecklenburg-Vorpommern 1998“
 - *ZA3120_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Landtagswahl in Hessen 1999“
 - *ZA3169_cdb.pdf* – Codebuch zu den Daten „Bürgerschaftswahl in Bremen 1999“
 - *ZA3435_cp.pdf und ZA3435_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Schleswig-Holstein 2000“ und der dazugehörige Originalfragebogen.

-
- *ZA3436_cp.pdf und ZA3436_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Nordrhein-Westfalen 2000“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
 - *ZA3894_cp.txt und ZA3894_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Wahl zum Abgeordnetenhaus in Berlin 1999“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
 - *ZA3895_cp.txt und ZA3895_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Brandenburg 1999“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
 - *ZA3896_cp.txt und ZA3896_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Saarland 1999“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
 - *ZA3897_cp.txt und ZA3897_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Sachsen 1999“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
 - *ZA3898_cp.txt und ZA3898_fb.pdf* – Codeplan zu den Daten „Landtagswahl in Thüringen 1999“ und der dazugehörige Originalfragebogen.
- Stata Log-Files: Hier sind die einzelnen Schritte meiner Variablengenerierung und Datenanalyse protokolliert. Folgende Files befinden sich auf der CD:
 - *baltw98.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Bayern 1998“
 - *berltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Wahl zum Abgeordnetenhaus in Berlin 1999“
 - *braltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Brandenburg 1999“
 - *brltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Bürgerschaftswahl in Bremen 1999“
 - *bwltw96.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Baden-Württemberg 1996“
 - *haltw97.txt* – Stata Log-File zur Studie „Bürgerschaftswahl in Hamburg 1997“
 - *heltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Hessen 1999“
 - *mvltw98.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Mecklenburg-Vorpommern 1998“
 - *nrwltw00.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Nordrhein-Westfalen 2000“
 - *nsltw98.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Niedersachsen 1998“

- *rpltw96.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Rheinland-Pfalz 1996“
- *saaltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Saarland 1999“
- *sacltw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Sachsen 1999“
- *saltw98.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Sachsen-Anhalt 1998“
- *shltw96.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Schleswig-Holstein 1996“
- *shltw00.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Schleswig-Holstein 2000“
- *thultw99.txt* – Stata Log-File zur Studie „Landtagswahl in Thüringen 1999“
- *wzbrd.txt* – Stata Log-File zu meiner Aggregatdatenanalyse, basierend auf der amtlichen Wahlstatistik.

9.3. Überblick aller Bundestags- und Landtagswahlergebnisse im Zeitraum 1976-2002

Tabelle 31: Bundestagswahlen in Deutschland (1976-2002)

Bundestagswahl	CDU/CSU	SPD	FDP	Grüne	PDS
	Anteil an gültigen Zweitstimmen in %				
03.10.1976	48.6	42.6	7.9	-	-
05.10.1980	44.5	42.9	10.6	1.5	-
06.03.1983	48.8	38.2	7.0	5.6	-
25.01.1987	44.3	37.0	9.1	8.3	-
02.12.1990	43.8	33.5	11.0	5.0	2.4
16.10.1994	41.4	36.4	6.9	7.3	4.4
27.09.1998	35.1	40.9	6.2	6.7	5.1
22.09.2002	38.5	38.5	7.4	8.6	4.0

Tabelle 32: Wahlergebnisse¹²² in Baden-Württemberg

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grünen
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in % ¹²³					
03.10.1976	BTW	53.3	36.6	9.1	-
16.03.1980	LTW	53.4	32.5	8.3	-
05.10.1980	BTW	48.5	37.2	12.0	1.8
06.03.1983	BTW	52.6	31.1	9.0	6.8
25.03.1984	LTW	51.9	32.4	7.2	8.0
25.01.1987	BTW	46.7	29.3	12.0	10.0
20.03.1988	LTW	49.0	32.0	5.9	7.9
02.12.1990	BTW	46.5	29.1	12.3	5.7
05.04.1992	LTW	39.6	29.4	5.9	9.5
16.10.1994	BTW	43.3	30.7	9.9	9.6
24.03.1996	LTW	41.3	25.1	9.6	12.1
27.09.1998	BTW	37.8	35.6	8.8	9.2
25.03.2001	LTW	44.8	33.3	8.1	7.7
22.09.2002	BTW	42.8	33.5	7.8	11.4

Tabelle 33: Wahlergebnisse in Bayern

Datum der Wahl	Art der Wahl	CSU	SPD	FDP	Grünen
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	60.0	32.8	6.2	-
15.10.1978	LTW	59.1	31.4	6.2	-
05.10.1980	BTW	57.6	32.7	7.8	1.3
10.10.1982	LTW	58.3	31.9	3.5	4.6
06.03.1983	BTW	59.5	28.9	6.2	4.7
12.10.1986	LTW	55.8	27.5	3.8	7.5
25.01.1987	BTW	55.1	27.0	8.1	7.7
14.10.1990	LTW	54.9	26.0	5.2	6.4
02.12.1990	BTW	51.9	26.7	8.7	4.6
25.09.1994	LTW	52.8	30.0	2.8	6.1
16.10.1994	BTW	51.2	29.6	6.4	6.3
13.09.1998	LTW	52.9	28.7	1.7	5.7
27.09.1998	BTW	47.7	34.4	5.1	5.9
22.09.2002	BTW	58.6	26.1	4.5	7.6

¹²² „BTW“ bedeutet „Bundestagswahlen“; „LTW“ bedeutet „Landtagswahlen“.

¹²³ Bei Landtagswahlen verfügt der Wähler (analog zum Bundeswahlrecht) über zwei Stimmen in Bayern, Berlin, Hessen, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und den neuen Ländern, anderswo dagegen nur über eine Stimme, die sowohl für das Wahlkreismandat als auch für die Gesamtmandatsverteilung herangezogen wird (vgl. Rudzio 2003).

Table 34: Wahlergebnisse in Brandenburg

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %						
14.10.1990	LTW	29.4	38.2	6.6	9.2	13.4
02.12.1990	BTW	36.3	32.9	9.7	6.6	11.0
11.09.1994	LTW	18.7	54.1	2.2	2.9	18.7
16.10.1994	BTW	28.1	45.1	2.6	2.9	19.3
27.09.1998	BTW	20.8	43.5	2.9	3.6	20.3
05.09.1999	LTW	26.5	39.3	1.9	1.9	23.3
22.09.2002	BTW	22.3	46.4	5.8	4.5	17.2

Table 35: Wahlergebnisse in Hessen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	44.8	45.7	8.5	-
08.10.1978	LTW	46.0	44.3	6.6	-
05.10.1980	BTW	40.6	46.4	10.6	1.8
26.09.1982	LTW	45.6	42.8	3.1	8.0
06.03.1983	BTW	44.3	41.6	7.6	6.0
25.09.1983	LTW	39.4	46.2	7.6	5.9
25.01.1987	BTW	41.3	38.7	9.1	9.4
05.04.1987	LTW	42.1	40.2	7.8	9.4
02.12.1990	BTW	41.3	38.0	10.9	5.6
20.01.1991	LTW	40.2	40.8	7.4	8.8
16.10.1994	BTW	40.7	37.2	8.1	9.3
19.02.1995	LTW	39.2	38.0	7.4	11.2
27.09.1998	BTW	34.7	41.6	7.9	8.2
07.02.1999	LTW	43.4	39.4	5.1	7.2
22.09.2002	BTW	37.1	39.7	8.2	10.7
02.02.2003	LTW	48.8	29.1	7.9	10.1

Table 36: Wahlergebnisse in Mecklenburg-Vorpommern

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %						
14.10.1990	LTW	38.3	27.0	5.5	2.2	15.7
02.12.1990	BTW	41.2	26.5	9.1	5.9	14.2
16.10.1994	LTW	37.7	29.5	3.8	3.7	22.7
16.10.1994	BTW	38.5	28.8	3.4	3.6	23.6
27.09.1998	LTW	30.2	34.3	1.6	2.7	24.4
27.09.1998	BTW	29.3	35.3	2.2	2.9	23.6
22.09.2002	LTW	31.4	40.6	4.7	2.6	16.4
22.09.2002	BTW	30.3	41.7	5.4	3.5	16.3

Tabelle 37: Wahlergebnisse in Niedersachsen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grünen
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	45.7	45.7	7.9	-
04.06.1978	LTW	48.7	42.2	4.2	-
05.10.1980	BTW	39.8	46.9	11.3	1.6
21.03.1982	LTW	50.7	36.5	5.9	6.5
06.03.1983	BTW	45.6	41.3	6.9	5.7
15.06.1986	LTW	44.3	42.1	6.0	7.1
25.01.1987	BTW	41.5	41.4	8.8	7.4
13.05.1990	LTW	42.0	44.2	6.0	5.5
02.12.1990	BTW	44.3	38.4	10.3	4.5
13.03.1994	LTW	36.4	44.3	4.4	7.4
16.10.1994	BTW	41.3	40.6	7.7	7.1
01.03.1998	LTW	35.9	47.9	4.9	7.0
27.09.1998	BTW	34.1	49.4	6.4	5.9
22.09.2002	BTW	34.5	47.8	7.1	7.3
02.02.2003	LTW	48.3	33.4	8.1	7.6

Tabelle 38: Wahlergebnisse in Nordrhein-Westfalen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grünen
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	44.5	46.9	7.8	-
11.05.1980	LTW	43.2	48.4	4.9	-
05.10.1980	BTW	40.6	46.8	10.9	1.2
06.03.1983	BTW	45.2	42.8	6.4	5.2
12.05.1985	LTW	36.5	52.1	6.0	4.6
25.01.1987	BTW	40.1	43.8	8.4	7.5
13.05.1990	LTW	36.7	50.0	5.8	5.0
02.12.1990	BTW	40.5	41.1	11.0	4.3
16.10.1994	BTW	38.0	43.1	7.6	7.4
14.05.1995	LTW	37.7	46.0	4.0	10.0
27.09.1998	BTW	33.8	46.9	7.3	6.9
14.05.2000	LTW	37.0	42.8	9.8	7.1
22.09.2002	BTW	35.1	43.0	9.3	8.9

Table 39: Wahlergebnisse in Saarland

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grünen
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %				
03.10.1976	BTW	46.2	46.1	6.6	-
27.04.1980	LTW	44.0	45.4	6.9	-
05.10.1980	BTW	42.3	48.3	7.8	1.1
06.03.1983	BTW	44.8	43.8	6.0	4.8
10.03.1985	LTW	37.3	49.2	10.0	2.5
25.01.1987	BTW	41.2	43.5	6.9	7.1
28.01.1990	LTW	33.4	54.4	5.6	2.6
02.12.1990	BTW	38.1	51.2	6.0	2.3
16.10.1994	LTW	38.6	49.4	2.1	5.5
16.10.1994	BTW	37.2	48.8	4.3	5.8
27.09.1998	BTW	31.8	52.4	4.7	5.5
05.09.1999	LTW	45.5	44.4	2.6	3.2
22.09.2002	BTW	35.0	46.0	6.4	7.6

Table 40: Wahlergebnisse in Sachsen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
14.10.1990	LTW	53.8	19.1	5.3	5.6	10.2
02.12.1990	BTW	49.5	18.2	12.4	5.9	9.0
11.09.1994	LTW	58.1	16.6	1.7	4.1	16.5
16.10.1994	BTW	48.0	24.3	3.8	4.8	16.7
27.09.1998	BTW	32.7	29.1	3.6	4.4	20.0
19.09.1999	LTW	56.9	10.7	1.1	2.6	22.2
22.09.2002	BTW	33.6	33.3	7.3	4.6	16.2

Table 41: Wahlergebnisse in Sachsen-Anhalt

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
14.10.1990	LTW	39.0	26.0	13.5	5.3	12.0
02.12.1990	BTW	38.6	24.7	19.7	5.3	9.4
26.06.1994	LTW	34.3	34.0	3.6	5.1	19.9
16.10.1994	BTW	38.8	33.4	4.1	3.6	18.0
26.04.1998	LTW	22.0	35.9	4.2	3.2	19.6
27.09.1998	BTW	27.2	38.1	4.1	3.3	20.7
21.04.2002	LTW	37.3	20.0	13.3	2.0	20.4
22.09.2002	BTW	29.0	43.2	7.6	3.4	14.4

Tabelle 42: Wahlergebnisse in Schleswig-Holstein

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %				
03.10.1976	BTW	44.1	46.4	8.8	-
29.04.1979	LTW	48.3	41.7	5.7	-
05.10.1980	BTW	38.9	46.7	12.7	1.4
06.03.1983	BTW	46.5	41.7	6.3	5.2
13.03.1983	LTW	49.0	43.7	2.2	3.7
25.01.1987	BTW	41.9	39.8	9.4	8.0
13.09.1987	LTW	42.6	45.2	5.2	3.9
08.05.1988	LTW	33.3	54.8	4.4	2.9
02.12.1990	BTW	43.5	38.5	11.4	4.0
05.04.1992	LTW	33.8	46.2	5.6	4.9
16.10.1994	BTW	41.5	39.6	7.4	8.3
24.03.1996	LTW	37.2	39.8	5.7	8.1
27.09.1998	BTW	35.7	45.4	7.6	6.5
27.02.2000	LTW	35.2	43.1	7.6	6.2
22.09.2002	BTW	36.0	42.9	8.0	9.4

Tabelle 43: Wahlergebnisse in Thüringen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
14.10.1990	LTW	45.4	22.8	9.3	6.5	9.7
02.12.1990	BTW	45.2	22.0	14.6	6.1	8.3
16.10.1994	LTW	42.6	29.6	3.2	4.5	16.6
16.10.1994	BTW	41.0	30.2	4.1	4.9	17.2
27.09.1998	BTW	28.9	34.5	3.4	3.9	21.2
12.09.1999	LTW	51.0	18.5	1.1	1.9	21.3
22.09.2002	BTW	29.4	39.9	5.9	4.3	17.0

Tabelle 44: Wahlergebnisse in Rheinland-Pfalz

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	49.9	41.7	7.6	-
18.03.1979	LTW	50.1	42.3	6.4	-
05.10.1980	BTW	45.6	42.8	9.8	1.4
06.03.1983	LTW	51.9	39.6	3.5	4.5
06.03.1983	BTW	49.6	38.4	7.0	4.5
25.01.1987	BTW	45.1	37.1	9.1	7.5
17.05.1987	LTW	45.1	38.8	7.3	5.9
02.12.1990	BTW	45.6	36.1	10.4	4.0
21.04.1991	LTW	38.7	44.8	6.9	6.5
16.10.1994	BTW	43.8	39.4	6.9	6.2
24.03.1996	LTW	38.7	39.8	8.9	6.9
27.09.1998	BTW	39.1	41.3	7.1	6.1
25.03.2001	LTW	35.3	44.7	7.8	5.2
22.09.2002	BTW	40.2	38.2	9.3	7.9

Tabelle 45: Wahlergebnisse in Hamburg

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne
Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
03.10.1976	BTW	35.8	52.6	10.2	-
04.06.1978	LTW	37.6	51.5	4.8	-
05.10.1980	BTW	31.2	51.7	14.1	2.3
06.06.1982	LTW	43.2	42.7	4.9	7.7
19.12.1982	LTW	38.6	51.3	2.6	6.8
06.03.1983	BTW	37.6	47.4	6.3	8.2
04.04.1986	LTW	41.9	41.7	4.8	10.4
25.01.1987	BTW	37.4	41.2	9.6	11.0
17.05.1987	LTW	40.5	45.0	6.5	7.0
02.12.1990	BTW	36.6	41.0	12.0	5.8
02.06.1991	LTW	35.1	48.0	5.4	7.2
19.09.1993	LTW	25.1	40.4	4.2	13.5
16.10.1994	BTW	34.9	39.7	7.2	12.6
21.09.1997	LTW	30.7	36.2	3.5	13.9
27.09.1998	BTW	30.0	45.7	6.5	10.8
23.09.2001	LTW	26.2	36.5	5.1	8.6
22.09.2002	BTW	28.1	42.0	6.8	16.2

Table 46: Wahlergebnisse in Bremen

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %				
03.10.1976	BTW	32.5	54.0	11.8	-
07.10.1979	LTW	31.9	49.4	10.7	-
05.10.1980	BTW	28.8	52.5	15.1	2.7
06.03.1983	BTW	34.2	48.7	6.5	9.7
25.09.1983	LTW	33.3	51.3	4.6	5.4
25.01.1987	BTW	28.9	46.5	8.8	14.5
13.09.1987	LTW	23.4	50.5	10.0	10.2
02.12.1990	BTW	30.9	42.5	12.8	8.3
29.09.1991	LTW	30.7	38.8	9.5	11.4
16.10.1994	BTW	30.2	45.5	7.2	11.1
14.05.1995	LTW	32.6	33.4	3.4	13.1
27.09.1998	BTW	25.4	50.2	5.9	11.3
06.06.1999	LTW	37.1	42.6	2.5	8.9
22.09.2002	BTW	24.6	48.6	6.7	15.0

Table 47: Wahlergebnisse in Berlin

Datum der Wahl	Art der Wahl	CDU	SPD	FDP	Grüne	PDS
	Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen in %					
02.12.1990	BTW	39.4	30.6	9.1	7.2	9.7
02.12.1990	LTW	40.4	30.4	7.1	9.4	9.2
16.10.1994	BTW	31.4	34.0	5.2	10.2	14.8
22.10.1995	LTW	37.4	23.6	2.5	13.2	14.6
27.09.1998	BTW	23.7	37.8	4.9	11.3	13.4
10.10.1999	LTW	40.8	22.4	2.2	9.9	17.7
21.10.2001	LTW	23.8	29.7	9.9	9.1	22.6
22.09.2002	BTW	25.9	36.6	6.6	14.6	11.4

9.4. Email-Korrespondenz mit Experten auf dem Gebiet der empirischen Wahl-Forschung: