

# Wirtschaftliche Konjunktur und politische Wahlen in der Bundesrepublik Deutschland

Ein Beitrag zur  
politikwissenschaftlich-statistischen Aggregatdatenanalyse

Von

Dr. Hans Rattinger



DUNCKER & HUMBLLOT / BERLIN

Als Habilitationsschrift auf Empfehlung der  
Philosophischen Fakultäten der  
Universität Freiburg gedruckt mit Unterstützung  
der Deutschen Forschungsgemeinschaft

© 1980 Duncker & Humblot, Berlin 41  
Gedruckt 1980 bei Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin 61  
Printed in Germany  
ISBN 3 428 04627 7

Alle Rechte vorbehalten  
© 1980 Duncker & Humblot, Berlin 41  
Gedruckt 1980 bei Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin 61  
Printed in Germany  
ISBN 3 428 04627 7

*Für Hanne und Angela*





## Inhaltsübersicht

1. Einführung: Die Relevanz des Problems für die politisch-ökonomische Forschung und die Wahlforschung .....	15
2. Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen als Objekt empirischer Forschung .....	45
3. Die Anlage der empirischen Untersuchungen .....	86
4. Wirtschaftslage und Wahlergebnisse in der Bundesrepublik bis zur Bundestagswahl 1976 .....	123
5. Arbeitslosigkeit und das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 .....	188
6. Zusammenfassung der wichtigsten inhaltlichen Ergebnisse .....	242
7. Abschließende Bemerkungen .....	247
8. Anhang: Die Datensätze .....	251
9. Literatur .....	255



## Inhaltsverzeichnis

<b>1.</b>	<b>Einführung: Die Relevanz des Problems für die politisch-ökonomische Forschung und die Wahlforschung</b> .....	<b>15</b>
1.1.	Einleitung: Fragestellung und Aufbau der Untersuchung .....	15
1.2.	Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen als Grundannahme der politisch-ökonomischen Diskussion .....	19
1.2.1.	Die Ökonomische Theorie der Politik .....	19
1.2.1.1.	Nutzenmaximierende Wähler .....	19
1.2.1.2.	Stimmenmaximierende Politiker .....	24
1.2.2.	Politisch-ökonomische Kreislaufmodelle .....	31
1.2.3.	„Autonomieverlust“ des politischen Systems .....	35
1.3.	Der Stellenwert des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in der Wahlforschung .....	38
1.3.1.	Der sozialpsychologische Ansatz der Wahlforschung .....	38
1.3.2.	Der sozialstrukturelle Ansatz der Wahlforschung .....	41
1.4.	Zusammenfassung: Zur Notwendigkeit empirischer Evidenz ..	44
<b>2.</b>	<b>Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen als Objekt empirischer Forschung</b> .....	<b>45</b>
2.1.	Vorbemerkung: Zur Systematik .....	45
2.2.	Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Individualebene .....	45
2.3.	Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Aggregatebene .....	53
2.3.1.	Untersuchungen mittels aggregierter Umfragedaten .....	53
2.3.1.1.	Zur Problematik aggregierter Popularitäts- und Wahlabsichtsdaten .....	53
2.3.1.2.	Einige Ergebnisse .....	56
2.3.1.2.1.	Historisch-deskriptive Studien .....	56
2.3.1.2.2.	Studien zum politisch-ökonomischen Kreislaufmodell .....	61
2.3.1.2.3.	Von Modellen des Individualverhaltens ausgehende Studien ..	63
2.3.2.	Untersuchungen mittels Wahldaten .....	66

2.3.2.1.	Historisch-deskriptive Studien .....	66
2.3.2.2.	Von Modellen des Individualverhaltens ausgehende Studien ..	75
2.4.	Zusammenfassung .....	81
<b>3.</b>	<b>Die Anlage der empirischen Untersuchungen .....</b>	<b>86</b>
3.1.	Vorbemerkung: Zur Systematik .....	86
3.2.	Erkenntnisinteresse und -anspruch der Arbeit .....	86
3.3.	Kombinierte Quer- und Längsschnitt-Untersuchung der Bundes- und Landtagswahlen 1946 bis 1976 .....	90
3.3.1.	Die Analyseeinheiten .....	90
3.3.2.	Die abhängigen Variablen .....	90
3.3.3.	Die unabhängigen Variablen .....	95
3.3.3.1.	Das Ergebnis der vorhergehenden Wahl .....	95
3.3.3.2.	Arbeitslosigkeit .....	98
3.3.3.3.	Inflation .....	99
3.3.3.4.	Wirtschaftswachstum .....	99
3.3.3.5.	Einkommen .....	100
3.3.3.6.	Einkommensverteilung .....	100
3.3.4.	Die Modelle .....	102
3.4.	Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1976 .....	104
3.4.1.	Die Analyseeinheiten .....	104
3.4.2.	Die abhängigen Variablen .....	104
3.4.3.	Die unabhängigen Variablen .....	105
3.4.3.1.	Ergebnisse der Bundestagswahl 1972 .....	105
3.4.3.2.	Arbeitslosigkeit .....	107
3.4.4.	Die Modelle .....	107
3.5.	Zur Methode der Untersuchung .....	107
3.5.1.	Aggregatanalysen in der Wahlforschung .....	107
3.5.1.1.	Zur Relevanz von Aggregatanalysen .....	107
3.5.1.2.	Das Problem des ökologischen Fehlschlusses .....	110
3.5.2.	Der Regressionsansatz .....	113
3.5.2.1.	Das lineare multiple Regressionsmodell und seine Annahmen ..	113
3.5.2.2.	Verletzung von Annahmen des Regressionsmodells .....	115
3.5.2.2.1.	Nicht-Normalität der Fehlerverteilung .....	115
3.5.2.2.2.	Meßfehler .....	116
3.5.2.2.3.	Autokorrelation der Fehler .....	117
3.5.2.2.4.	Heteroskedastizität .....	119
3.5.2.3.	Inferenz versus Replikation .....	120

<b>4.</b>	<b>Wirtschaftslage und Wahlergebnisse in der Bundesrepublik bis zur Bundestagswahl 1976</b> .....	<b>123</b>
4.1.	Vorbemerkung .....	123
4.2.	Schätzung eines einfachen Modells zur Eingrenzung von Analyseeinheiten und abhängigen Variablen .....	124
4.2.1.	Elimination von überflüssigen abhängigen Variablen .....	124
4.2.2.	Differenzierung der Untersuchung für einzelne Gruppen von Analyseeinheiten .....	127
4.2.2.1.	Differenzierung nach Bundesländern .....	127
4.2.2.2.	Differenzierung nach Bundes- oder Landtagswahlen .....	129
4.2.2.3.	Differenzierung nach einzelnen Bundestagswahlen .....	132
4.3.	Erste inhaltliche Ergebnisse .....	133
4.3.1.	Ein einfaches Modell für die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation .....	133
4.3.2.	Erweiterung des einfachen Modells .....	136
4.4.	Differenzierung der Befunde nach der Definition der unabhängigen Variablen .....	141
4.4.1.	Verschiedene Operationalisierungen der makro-ökonomischen Variablen .....	141
4.4.1.1.	Arbeitslosenzahl, Arbeitslosenquote und ihre Veränderungen ..	141
4.4.1.2.	Wirtschaftswachstum, Netto- und Bruttoeinkommen .....	143
4.4.1.3.	Nominale oder reale Werte .....	145
4.4.2.	Die Wirtschaftslage in Bund und Ländern .....	146
4.4.2.1.	Landes- oder Bundeswerte der ökonomischen Variablen .....	146
4.4.2.2.	Unterschiede in der wirtschaftlichen Entwicklung zwischen Bund und Ländern .....	150
4.4.3.	Die wirtschaftliche Entwicklung während der Legislaturperiode	152
4.4.3.1.	Die Veränderung der Wirtschaftslage über mehrere Jahre ....	152
4.4.3.2.	Erwartungen über die Entwicklung der Wirtschaftslage .....	154
4.4.3.3.	Beschleunigung und Verlangsamung ökonomischer Entwicklungen .....	159
4.4.4.	Besondere Reaktionsweisen der Wähler .....	162
4.4.4.1.	Negatives Wahlverhalten .....	162
4.4.4.2.	Asymmetrische Reaktion .....	166
4.5.	Wirtschaftslage und Wahlen im förderativen Regierungssystem	168
4.5.1.	Die Rolle von Landesregierungen bei Bundestagswahlen .....	168
4.5.2.	Die Rolle der Bundesregierung bei Landtagswahlen .....	170
4.5.3.	Regierungsbeteiligung in Bund und Ländern .....	172
4.6.	Prognose der Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 und der Landtagswahlen 1974 - 1976 .....	176

<b>5.</b>	<b>Arbeitslosigkeit und das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 ..</b>	<b>188</b>
5.1.	Vorbemerkung .....	188
5.2.	Eingrenzung von Analyseeinheiten und abhängigen Variablen	188
5.2.1.	Reduktion der Zahl der abhängigen Variablen .....	188
5.2.2.	Differenzierung der Analyse nach Bundesländern .....	191
5.3.	Differenzierung der Befunde nach der Definition der unabhängigen Variablen .....	197
5.3.1.	Der Zusammenhang zwischen den Stimmenverteilungen vom Oktober 1976 und der Arbeitslosigkeit zu verschiedenen Zeitpunkten .....	197
5.3.2.	Arbeitslosigkeit im Wahlkreis, im Land und im Bund .....	204
5.3.3.	Die Entwicklung der Arbeitslosigkeit während der Legislaturperiode 1972 - 1976 .....	204
5.3.3.1.	Die Bildung von Erwartungen über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit .....	204
5.3.3.2.	Beschleunigung und Verlangsamung der Entwicklung der Arbeitslosigkeit .....	208
5.3.4.	Besondere Reaktionsweisen der Wähler .....	209
5.3.4.1.	Negatives Wahlverhalten .....	209
5.3.4.2.	Asymmetrische Reaktion .....	211
5.3.4.3.	Der Effekt von Reaktionsschwellen .....	213
5.4.	Arbeitslosigkeit und die Bundestagswahl 1976 im förderativen Regierungssystem .....	220
5.4.1.	Regierungsbeteiligung in den Bundesländern .....	220
5.4.2.	Besitz des Direktmandats seit 1972 und Wiederkandidatur des direkt gewählten Abgeordneten .....	223
5.5.	Prognose der Bundestagswahl 1976 aus der Arbeitsmarktlage ..	232
5.6.	Arbeitslosigkeit und das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 im Rahmen eines umfassenden sozialstrukturellen Erklärungsansatzes .....	235
5.7.	Alternativen zum ökologischen Fehlschluß: Das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1976 .....	237
<b>6.</b>	<b>Zusammenfassung der wichtigsten inhaltlichen Ergebnisse ....</b>	<b>242</b>
6.1.	Zur kombinierten Quer- und Längsschnittanalyse aller Bundes- und Landtagswahlen .....	242
6.2.	Zur Bundestagswahl 1976 .....	244
<b>7.</b>	<b>Abschließende Bemerkungen .....</b>	<b>247</b>

<b>8.</b>	<b>Anhang: Die Datensätze</b> .....	251
8.1.	Zur kombinierten Quer- und Längsschnittanalyse der Bundes- und Landtagswahlen 1946 - 1976 .....	251
8.1.1.	Wahlergebnisse .....	251
8.1.1.1.	Termine von Bundes- und Landtagswahlen .....	251
8.1.1.2.	Besonderheiten in den Wahldaten .....	252
8.1.1.3.	Quellen der Wahldaten .....	252
8.1.2.	Quellen der Wirtschaftsdaten .....	252
8.1.2.1.	Arbeitslosigkeit .....	252
8.1.2.2.	Inflation .....	253
8.1.2.3.	Wirtschaftswachstum .....	253
8.1.2.4.	Einkommen .....	253
8.1.2.5.	Einkommensverteilung .....	253
8.2.	Zur Querschnitt-Untersuchung der Bundestagswahl 1976 .....	254
<b>9.</b>	<b>Literatur</b> .....	255





# **1. Einführung: Die Relevanz des Problems für die politisch-ökonomische Forschung und die Wahlforschung**

## **1.1. Einleitung: Fragestellung und Aufbau der Untersuchung**

„Überall haben wir eine Situation, in der ein erheblicher Teil der Wähler in der Mitte, die sowohl links wie rechts wählen können, in der konkreten wirtschaftlichen Lage der Welt nach seinem Gefühl und Urteil zunächst einmal die eigene Regierung für verantwortlich hält. Das ist ganz normal.“

Helmut Schmidt laut Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 26. März 1977.

Jeder Politiker, der seine Regierungsmacht demokratischen Wahlen verdankt, wird dem gegenwärtigen Bundeskanzler spätestens dann zustimmen, wenn er sich wie jener selbst einmal am Rande des Abgrundes gesehen hat, den die schwankende Zustimmung der Massen für Amtsinhaber auf Zeit aufreißen kann. Kein Journalist kommt bei Kommentaren über Triumph und Niederlage in allgemeinen Wahlen daran vorbei, die Rolle von Wirtschaftswachstum oder Rezession, von Preissteigerung und Masseneinkommen in seine Beurteilung einzubeziehen. Kein Historiker verfele auf die Idee, den in Wahlen manifestierten Entzug von Unterstützung für die das demokratische Experiment der Weimarer Republik tragenden Parteien ohne Berücksichtigung der nationalen und globalen wirtschaftlichen Entwicklung jener Jahre zu untersuchen. Und fast jeder politisch halbwegs Interessierte wird im letzten Jahr vor der Bundestagswahl 1976 des öfteren hoffnungs- oder sorgenvoll bei sich oder laut gedacht haben, daß es mit dieser Regierung wohl aus und vorbei sein werde ohne wenigstens eine gewisse konjunkturelle Erholung, ohne wenigstens leichte Rückgänge von Preissteigerungsraten und Arbeitslosenquoten. Eineinhalb Jahre vor der nächsten Bundestagswahl wird erneut die Frage gestellt, ob der gegenwärtig unbestreibare Popularitätsvorsprung der sozial-liberalen Koalition und ihres Bundeskanzlers einen erneuten Inflationsschub oder eine erneute Rezession im Gefolge der Erdölverknappung wird überleben können.

Daß Wahlergebnisse und die wirtschaftliche Lage irgendwie zusammenhängen, scheint also offenkundig eine weithin akzeptierte Tatsache zu sein. Eine umfangreiche Zitatensammlung zum Beleg erübrigt sich hier völlig, denn, ganz überspitzt formuliert, jeder weiß von diesem

Zusammenhang und jedermann weiß auch, daß jeder darum weiß. Wozu dann diese Arbeit?

Die wissenschaftliche Beschäftigung mit derart allgemein akzeptierten „Tatsachen“ läßt sich auf zwei Arten begründen. Zum einen bilden vorwissenschaftliche Erfahrungen keine Evidenz im strengen Sinne, sondern sie führen den empirisch arbeitenden Wissenschaftler zu der Frage: „Is this fact in fact a fact?“ (Stigler 1973: 160). Der unsystematischen vorwissenschaftlichen Erfahrung kommt somit heuristischer Wert zu. Sie führt zur Bildung von Hypothesen, die systematisch mit nachvollziehbaren und kontrollierbaren Methoden auf ihren Wahrheitsgehalt überprüft werden (Popper 1972). In diesem Sinne leistet die Wissenschaft häufig nicht mehr und nicht weniger als Systematisierung und Absicherung von Alltagserfahrungen. Zum zweiten sind „Tatsachen“ wie der allgemein bewußte Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen viel zu allgemein, um hohen Informationswert zu besitzen. Ob z. B. auch das Abschneiden von Landesregierungen bei Landtagswahlen von der wirtschaftlichen Situation abhängt und welche Aspekte der ökonomischen Gesamtlage sich auswirken, ob dabei der Konjunkturverlauf im gesamten Bundesgebiet oder bestimmte Sonderentwicklungen in dem betreffenden Land ausschlaggebend sind, ob es schließlich einen Unterschied macht, ob die im Land regierende Partei auch an der Bundesregierung beteiligt ist oder nicht, all diese Fragen vermag man von der globalen Erfahrung einer Verbindung zwischen Wirtschaftslage und Wahlen her nicht zu beantworten. Die Wissenschaft kann hier mit differenzierteren Befunden helfen. Die Aufgabe der vorliegenden Arbeit ist es, solche differenzierten Befunde vorzulegen, sofern es überhaupt gelingt, einen systematischen Konnex zwischen Wahlergebnissen auf verschiedenen Ebenen und dem Stand der Wirtschaft über die Geschichte der Bundesrepublik hinweg aufzuzeigen. Bewußt wird dabei das Risiko eingegangen, daß zum Ende der Untersuchung der eine oder der andere meint, all das habe er auch schon vorher gewußt.

Die Fragestellung dieser Arbeit ist angesiedelt zwischen Politischer Wissenschaft, Wirtschaftswissenschaft und Geschichtswissenschaft, aber sie hat bislang in diesen drei Disziplinen durchaus unterschiedliche Beachtung gefunden. In der Geschichtswissenschaft wird der Zusammenhang von Wirtschaft und Politik durchaus berücksichtigt, wie ganz besonders die Forschungen zu den Bedingungen des Aufstiegs des Nationalsozialismus zeigen (Winkler 1972), der hier zentrale spezifisch wahlanalytische Aspekt bleibt jedoch in der Regel ausgeklammert. Die Wirtschaftswissenschaft hat schon seit langem die Analyse politischer Prozesse zu einer Teildisziplin erkoren, für die verschiedene Benennungen im Umlauf sind: Ökonomische Theorie der Politik, Politische Ökonomie,

Neue Politische Ökonomie, „Public Policy“, „Public Choice“ (Frey 1974 a). Mit einer gewissen Vereinfachung lassen sich die meisten dieser Studien als Anwendungen und gegebenenfalls Weiterentwicklungen der ökonomischen Theorie, insbesondere von Entscheidungskalkülen, im Kontext sozialer und politischer Problemfelder wie Abstimmungsprozeduren, Präferenzenaggregation und Koalitionsbildung charakterisieren (Downs 1957, Olson 1965, Tullock 1972, Riker 1973). Das bedeutet aber, wie Dinkel (1977 a: 14) völlig zu Recht bemerkt, daß die Grenzen dieser politisch-ökonomischen Analysen mit denjenigen der ökonomischen Theorie zusammenfallen. Unser Thema der Abhängigkeit von Wahlergebnissen von der wirtschaftlichen Entwicklung wird also für derartige Studien nur auf der Annahmeseite relevant, wenn sie etwa untersuchen, wie ein rationaler Wähler bei gegebenen Positionen von Kandidaten oder Parteien auf Wirtschaftsfragen abstimmen wird oder wie eine Regierung durch staatliche Interventionen in den Wirtschaftsa-blauf ihre Wiederwahlchancen optimieren kann. Nicht der empirische Gehalt der Theorie und ihrer Annahmen steht im Vordergrund, sondern ihre logische Konsistenz und die „Plausibilität“ möglicher Ableitungen.

Neben der Fülle theoretischer Beiträge zur politischen Ökonomie nehmen sich diejenigen Arbeiten recht spärlich aus, die mit dem empirisch-wissenschaftlichen Instrumentarium der Wirtschaftswissenschaften, der Ökonometrie, die Annahmen und Ableitungen der formalen Modelle auf ihre Realitätsnähe untersuchen. Und nur ganz wenige unter diesen empirischen Studien wiederum sind der Annahme eines Zusammenhangs zwischen Wahlergebnissen und ökonomischen Größen gewidmet — vielleicht gerade deshalb, weil es sich um einen so plausiblen Gemeinplatz handelt, auf dessen systematische Analyse man zu verzichten können glaubt.

Angesichts der Konzentration der politischen Ökonomie auf die Durchdringung politikwissenschaftlicher Problemfelder mit ökonomischer Theorie nimmt es nicht Wunder, daß mindestens ebenso viele der nicht allzu zahlreichen Beiträge zur empirischen Untersuchung der hier thematischen Fragestellung dem Bereich klassischer politikwissenschaftlicher Wahlforschung wie der politischen Ökonomie zuzurechnen sind. Dies mit Genugtuung zu registrieren, hat mit wissenschaftlichem Futterneid oder Imperialismus nichts zu tun. Vielmehr ist festzuhalten, daß die Politische Wissenschaft im Vergleich zur Wirtschaftswissenschaft ein erhebliches Theoriedefizit zu beklagen hat<sup>1</sup>. Dies gilt auch

---

<sup>1</sup> Diese Feststellung steht und fällt natürlich mit dem Theoriebegriff des „deduktiv-axiomatischen Systems“ (Albert 1972, Popper 1972: 71 f.). Führt man auch Normenbündel und empirische Generalisierungen unter „Theorie“. dann gibt es kaum eine theoretischere Wissenschaft als die politische.

für die Wahlforschung, obwohl sie im Vergleich zu anderen Teilbereichen der Politischen Wissenschaften noch vergleichsweise gut dasteht. Dieses Manko bringt jedoch als Kehrseite den Vorteil mit sich, daß sich angesichts des weitgehenden Fehlens logisch-deduktiver Systeme der Erkenntnisgewinn der Politischen Wissenschaft eher „induktiv“ vollzieht durch ad hoc gebildete Miniatur-Theorien, durch umfassende Deskription und Versuche der Replikation einmal entdeckter Zusammenhänge unter neuen raum-zeitlichen Bedingungen und in andersartigen Datensätzen.

Genau diese Art des Vorgehens erscheint aber optimal zur Untersuchung der Beziehung zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen geeignet, haben wir doch weder eine „Theorie“ dieses Zusammenhanges noch eine breite Basis empirisch abgesicherter Erkenntnisse. Was wir stattdessen vorfinden, sind vereinzelte und sich zum Teil widersprechende Forschungsergebnisse, ein breiter Konsens des „gesunden Menschenverstandes“, daß ein wie auch immer gearteter Zusammenhang existiert, Politiker, die ihr Verhalten entsprechend einzurichten bereit sind und Theoretiker der Politischen Ökonomie, denen entsprechende Annahmen als die selbstverständlichste Sache der Welt erscheinen. Die Politische Wissenschaft und insbesondere die Wahlforschung können sich hier im Grenzbereich der akademischen Disziplinen bei Einsatz durchaus vertrauter Methoden dadurch hervortun, daß sie systematische und detaillierte Erkenntnisse darüber beisteuern, in welchem Umfang Wahlergebnisse nun tatsächlich von verschiedenen ökonomischen Variablen abhängen. Diese Arbeit soll durch die Untersuchung der Bundes- und Landtagswahlen seit Gründung der Bundesrepublik einen kleinen Beitrag dazu leisten.

Vor der Darstellung des Forschungsplans der empirischen Analysen soll auf einigen Seiten die bereits grob angesprochene Einordnung der Fragestellung in die politisch-ökonomische Forschung und in die Wahlforschung vertieft werden. Nach der kürzlich erfolgten Publikation von Dinkels (1977 a) umfassendem Literaturbericht ist es dabei möglich, sich ganz auf die analytische Abtrennung der für diese Studie relevanten Aspekte zu beschränken. Danach werden die bisherigen Ergebnisse empirischer Forschung zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnissen berichtet. Es folgen in Teil 3. die Darstellung der Forschungspläne für die längszeitliche Studie der Wahlen seit 1946 und für eine Querschnittanalyse der Bundestagswahl 1976 sowie ein kurzer methodologischer Einschub. In den Teilen 4. und 5. werden die inhaltlichen Ergebnisse der beiden Analysen berichtet, im Teil 6. werden sie thesenhaft zusammengefaßt. Einigen abschließenden Bemerkungen folgt ein Anhang zur Beschreibung der verwandten Datensätze und Variablen.

## 1.2. Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen als Grundannahme der politisch-ökonomischen Diskussion

### 1.2.1. Die Ökonomische Theorie der Politik

#### 1.2.1.1. Nutzenmaximierende Wähler

Ein zentraler Bestandteil der ökonomischen Theorie der Politik ist das räumliche Modell des Parteienwettbewerbs, das gemeinhin mit den „klassischen“ Arbeiten von Schumpeter (1950) und Downs (1957) assoziiert wird<sup>2</sup>. Dieses Modell intendiert eine Übertragung von Marktgesetzmäßigkeiten auf die Beziehung zwischen Wählern und Gewählten. Auf dem politischen Markt stehen sich laut Modell Politiker und Parteien einerseits und Wähler andererseits als Anbieter von und als Nachfrager nach staatlichen Regelungen, Entscheidungen und Allokationen gegenüber. Regierung und Opposition und die sie tragenden Parteien und Personen richten ihr Verhalten bzw. ihre Ankündigungen und Versprechungen am Erhalt der Regierungsmacht bzw. an ihrem Erwerb aus, weshalb sie die Verteilung von Präferenzen im Elektorat in ihre Entscheidungskalküle über optimale Strategien einbeziehen müssen. Während dieser Aspekt des räumlichen Modells politischen Wettbewerbs im folgenden Abschnitt aufgegriffen wird, wollen wir uns hier mit dem rationalen Wähler auf der Nachfrageseite befassen.

Downs (1957: 36) geht von der Annahme eines rationalen Stimmbürgers aus, der seine Stimme derjenigen unter den kandidierenden Parteien oder Personen gibt, die seiner eigenen Position auf den für ihn relevanten politischen Problemen am nächsten steht, von deren Wahl er persönlich also den größten Nutzen erwartet<sup>3</sup>. Das Konzept des „Nutzens“ legt er bewußt möglichst allgemein und umfassend an, um auch altruistische Motive zuzulassen. Bei Vernachlässigung der Kosten der Informationsbeschaffung lassen sich die von Downs (1957: 49 f.) für den rationalen Wähler postulierten Entscheidungsregeln einfach zusammenfassen:

In einem Zwei-Parteien-System ist der tatsächlich durch die Regierungsaktivität während der letzten Legislaturperiode bezogene Nutzen zu vergleichen mit demjenigen hypothetischen Nutzen, der dem Wähler im gleichen Zeitraum bei einer von der Opposition gestellten Regierung zugeflossen wäre. Zu wählen ist, wer bei diesem Vergleich besser abschneidet. In einem Mehr-Parteien-System sind entsprechend mehrere

<sup>2</sup> Zur intellektuellen Geschichte des Modells cf. Herder-Dorneich (1977: 118 - 128), Dinkel (1977 a: 17 - 31).

<sup>3</sup> Den Aspekt der Wahlbeteiligung bzw. der rationalen Wahlenthaltung (Downs 1957: Kapitel 14) wollen wir hier ausklammern. Die inzwischen umfangreiche theoretische Diskussion faßt Riker (1973: Kapitel 3) zusammen.

Nutzendifferentiale zu berechnen. Für die Partei mit dem größten Nutzendifferential ist sodann zu stimmen, wenn sie realistische Siegeschancen hat. Ist dies nicht der Fall, dann ist für diejenige der Parteien mit realistischen Siegeschancen zu stimmen, die das höchste Nutzendifferential aufweist, um einen Sieg von Parteien mit niedrigeren Nutzendifferenzialen zu verhindern<sup>4</sup>. Ist der durch Regierungsaktivitäten tatsächlich bezogene Nutzen identisch mit dem von einer oder mehreren Oppositionsparteien hypothetisch erwarteten Nutzen, dann ist der erstere mit der Nutzenbilanz vorhergehender Legislaturperioden und Regierungen zu vergleichen. Schneidet die bisherige Regierung bei diesem Vergleich positiv ab, liegt also der durch ihre Aktivitäten dem Wähler zugewachsene Nutzen über dem durch die Aktivitäten vorheriger Regierungen bezogenen, dann ist für die Regierung, andernfalls gegen sie abzustimmen.

Dieser einfache von Downs formulierte Entscheidungskalkül des rationalen Wählers sagt überhaupt nichts darüber aus, ob das individuelle Wählerverhalten auch von objektiven oder subjektiven wirtschaftlichen Variablen abhängt. Darüber entscheidet allein die Nutzenfunktion, die für jeden Wähler eine andere sein kann und über die vom Entscheidungskalkül her prinzipiell beliebige Annahmen gemacht werden können. Die Wahlentscheidung eines bestimmten Wählers hängt von der Wirtschaftslage genau dann ab, wenn er sie in die Bestimmung des durch die Regierungsaktivitäten erzielten Nutzens einbezieht. Downs selbst betrachtet die individuelle Nutzenfunktion in guter ökonomischer Tradition als gegeben und äußert sich nicht zu ihren einzelnen Determinanten und zu deren Gewichtung. Darin folgen ihm die meisten der inzwischen zahlreichen Weiterentwicklungen und Modifikationen des Entscheidungskalküls (Herder-Dorneich 1977: 95 - 117). Wenn spezifische Variablen aus dem Bereich der individuellen oder der gesamtstaatlichen wirtschaftlichen Lage als relevant für die Nutzenkalkulationen des rationalen Wählers genannt werden, dann geschieht dies in der Regel illustrativ oder zum Zweck bestimmter Deduktionen und ohne Anspruch auf umfassende empirische Validität (Schumpeter 1950: 414, Herder-Dorneich 1959: 97).

Wenn wir also festhalten, daß das Modell der rationalen Wählerentscheidung den Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten in den Bereich der Annahmen über die Argumente der Nutzenfunktion des einzelnen Wählers abschiebt, dann gilt das sowohl für die klassischen Studien wie auch für diejenigen Arbeiten, die sich intensiver mit der Form der Nutzenfunktion befassen. Davis u. a. (1970) beispielsweise

---

<sup>4</sup> Bei dieser Regel handelt es sich um eine Anwendung des Minimax-Prinzips der Spiel- und Entscheidungstheorie (von Neumann 1961: 155 - 157).

untersuchen die Gewichtungprobleme, die sich bei aus mehreren Problembereichen aggregierten Nutzenfunktionen ergeben. Liefmann-Keil (1970: 493 ff.) argumentiert, für die rationale Wahlentscheidung sei nicht nur der von jeder der konkurrierenden Parteien in der folgenden Legislaturperiode erwartete Nutzen von Bedeutung, sondern es müsse längerfristige Nutzenmaximierung unterstellt werden, wobei in die Zukunft fallende Gewinnerwartungen diskontiert werden müßten durch ihre Realisierungschancen, die vom Erfolg der einzelnen Parteien und damit vom Verhalten der übrigen Wähler abhängen. Wiederum steht jedoch nicht die Frage im Vordergrund, von welchen Aspekten der politischen Gesamtsituation die Nutzenkalkulationen der Wähler besonders beeinflußt werden, sondern vielmehr, welche Modifikationen sich im Entscheidungskalkül ergeben, wenn im Querschnitt oder längszeitlich aggregierte Nutzenfunktionen unterstellt werden.

Empirische Untersuchungen zur Absicherung des Modells der rationalen Wählerentscheidung sind im Vergleich zu der Fülle der theoretischen Literatur vergleichsweise selten. Außerdem tendieren sie dazu, sich in Anbetracht der Komplexität der bei politischen Wahlen auf höchster Ebene fälligen Nutzenkalkulationen auf Einzelreferenda in kleinen regionalen Einheiten, insbesondere zu Steuer- und Verteilungsfragen, zu beschränken, die eine intuitiv plausible Zuschreibung von Interessen an bestimmte Wählergruppen gestatten (R. L. Frey 1970, Smith 1975, Barkume 1976). Sobald jedoch die Ebene gesamtstaatlicher allgemeiner Wahlen betreten wird, bleibt von der Frage nach der rationalen Wählerentscheidung im politischen Alternativenraum häufig nur noch der reduzierte Aspekt des „issue voting“ übrig (z. B. Aldrich 1977). Converse (1975: 118 - 125) führt das zu Recht darauf zurück, daß das Konzept der Wählerrationalität ohne inhaltliche Spezifikation der Nutzenfunktion tautologischen Charakter trage — und sich mithin empirischer Analyse entziehe — und er unterstreicht, daß die Gleichsetzung von „issue voting“ mit rationalem Verhalten an der Intention des Downs'schen Modells vorbeigehe. Ordnet nämlich ein Wähler einem Kandidaten oder einer Partei eine falsche Position auf einer politischen Sachfrage zu — was häufig der Fall ist — dann kann sein Abstimmungsverhalten zwar an Sachfragen orientiert aber gleichzeitig höchst irrational im Sinne von Downs sein. Auch der Simulationsstudie von Shaffer (1972), die den bislang umfassendsten Versuch der empirischen Anwendung des Modells des rational-nutzenmaximierenden Wählers darstellt, kann der Vorwurf der Gleichsetzung beider Konzepte nicht erspart werden. Für die Zwecke der vorliegenden Arbeit ist somit festzustellen, daß die durch das Modell der rationalen Wählerentscheidung inspirierten empirischen Fallstudien keinen Aufschluß darüber geben können, welche Rolle ökonomische Probleme bei der Nutzenabschät-

zung und damit bei der Wahlentscheidung des individuellen Wählers bei politischen Abstimmungen auf höherer Ebene spielen und wie sie gegenüber anderen Problembereichen gewichtet werden.

In dieser Situation behelfen sich die Autoren der ökonomischen Theorie der Politik mit Annahmen über die Nutzenfunktion der Wähler. Besonders häufig ist die Annahme anzutreffen, daß die Nutzenfunktionen aller Wähler auf bestimmte Veränderungen der Wirtschaftslage gleichartig und monoton reagieren, daß also z. B. eine mit Zunahme der Arbeitslosigkeit verbundene Politik für alle Wähler stets zu einer Nutzenminderung, eine mit einer Steigerung der Masseneinkommen verbundene Politik für alle Wähler zu einem Nutzengewinn führt. Ein vergleichsweise geringfügiger Einwand gegen diese Annahme lautet, daß sich die Interessen verschiedener Wählergruppen bezüglich derartiger makroökonomischen Variablen durchaus unterscheiden können. Gewichtiger ist, daß, wie Bartlett (1973: 47-49) ausführt, der Nutzen einer bestimmten wirtschaftlichen Situation für die Wähler von der Regierung — beispielsweise durch ihre Informationspolitik — beeinflußt oder manipuliert werden kann, so daß von einer a priori vorgegebenen Reaktion der Wählerschaft auf gleichartige Situationen nicht ausgegangen werden sollte.

Wir sind damit angelangt bei der Kritik an dem im Rahmen des räumlichen Modells der Parteienkonkurrenz entwickelten Modells des rationalen Wählerverhaltens. Zu dieser Kritik ist bereits viel gesagt worden und es existieren konzise Zusammenfassungen (Dinkel 1977 a: 31-35). Hier sollen deshalb in aller Kürze nur wenige zentrale Punkte angedeutet werden. Zunächst ist darauf hinzuweisen, daß die Annahme, die Nutzenfunktionen aller Wähler reagierten parallel auf bestimmte Veränderungen der ökonomischen Situation, das Modell räumlicher Distanzen zwischen Partei- und Wählerpositionen auf Sachfragen ad absurdum führt. Wenn (fast) alle Wähler eine bestimmte ökonomische Entwicklung für wünschenswert halten — wie z. B. eine Senkung der Arbeitslosigkeit — dann werden auch alle Parteien einer entsprechenden Politik das Wort reden. Mit Stokes (1963) und Converse (1966 a) spricht man in diesem Fall von zwischen Parteien und Wählern konsensuellen Valenzfragen („valence issues“) im Gegensatz zu kontroversen Positionsfragen („position issues“). Bei derartigen Fragen sind die Positionen auf ideologischen und sonstigen Kontinua irrelevant; was zählt ist die Beurteilung des Wählers, welche Partei das konsensuelle Ziel am kompetentesten realisieren wird (Klingemann 1973). An der Anwendbarkeit rationaler und nutzenmaximierender Entscheidungsmodelle ändert sich dadurch nichts, aber die räumliche Konstruktion der Entscheidungssituation des Wählers angesichts bestimmter ökonomischer Entwicklungen muß aufgegeben werden.



Ein letzter Punkt der Kritik betrifft die Aggregation von Präferenzen. Unter bestimmten Annahmen über seine Nutzenfunktion erlaubt das Modell die Herleitung der Wahlentscheidung des einzelnen Wählers aus der politischen Ausgangssituation und den konkurrierenden Angeboten. Über das Wahlergebnis im Aggregat ist damit jedoch noch nicht viel gesagt. Über dieses Aggregationsproblem hat sich zwar eine Reihe von Autoren Gedanken gemacht (z. B. Kramer 1971, Lepper 1974, Fair 1976, Kirchgässner 1976: 26 - 33), aber alle Lösungsvorschläge erfordern restriktive Zusatzannahmen über die Verteilung der Nutzenfunktionen, wie z. B. die oben erwähnte Annahme identischer oder doch zumindest paralleler, monotoner Nutzenfunktionen aller Wähler. Die Herleitung eines Wahlergebnisses im Aggregat aus der politischen Ausgangslage und dem Modell rationaler individueller Wahlentscheidung wird noch erschwert, wenn der Nutzen der einzelnen Alternativen für einen bestimmten Wähler zusätzlich auch noch von dem erwarteten Verhalten der übrigen Wähler abhängt, wie das in der Regel der Fall zu sein pflegt. Die Komplexität der dann erforderlichen zusätzlichen Annahmen erfordert ein Ausmaß an Wählerrationalität, das man realistisch kaum unterstellen kann. Die Hauptkritik an in Anlehnung an Downs formulierten Modellen der Wählerentscheidung wendet sich denn auch gegen die Rationalitätsannahme, und es liegen Versuche vor (Lepper 1974), sie in Anlehnung an Simon (1957) durch Annahmen beschränkter Rationalität zu ersetzen, wonach nicht Nutzenmaximierung, sondern die Ermittlung einer akzeptablen Alternative vom Wähler angestrebt wird.

Fassen wir zum Schluß die Bedeutung des Modells rationaler Wahlentscheidung für unser Problem des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlresultaten und umgekehrt die Bedeutung unseres Problems für das Modell zusammen. Das Modell verweist unser Problem in den Bereich seiner Annahmen. Wir erfahren also, wie Wähler sich verhielten, die ihre Entscheidung an ökonomischen Variablen orientierten. Wir erfahren nicht, ob sie das in der Tat tun. Unser empirisch-inhaltliches Problem bleibt offen, aber es erhält zusätzliche Relevanz. Empirisch abgesicherte Befunde zu unserem Problem tangieren den Entscheidungskalkül des Modells nicht, wohl aber können mit seiner Hilfe abgeleitete Aussagen in Frage gezogen werden, wenn sich herausstellt, daß in der ökonomischen Theorie der Politik beliebte Annahmen über die Reaktion der Wähler auf wirtschaftliche Entwicklungen der Realität nicht entsprechen.

### 1.2.1.2. Stimmenmaximierende Politiker

Im letzten Abschnitt haben wir gesehen, welche Rolle für das räumliche Modell des politischen Wettbewerbs die Annahme einer an wirtschaftlichen Bezugsgrößen orientierten Nutzenfunktion des einzelnen Wählers als Nachfrager auf dem politischen Markt spielt. Wir wollen nun fragen, welche Bedeutung die ökonomische Theorie der Politik dieser Annahme auf der Angebotsseite einräumt, also für das Verhalten und die Programme von Politikern und Parteien, und in welchem Umfang ihre Ableitungen auf diese Annahmen angewiesen sind.

Die klassische ökonomische Theorie unterstellt bis heute, daß der Staat durch seine Wirtschaftspolitik die Wohlfahrt der Bevölkerung zu maximieren trachte (Frey 1974 a: 395). Die Festlegung der optimalen Wirtschaftspolitik orientiert sich an dem Ausmaß der Erfüllung dieses vorgegebenen Ziels der allgemeinen Wohlfahrt. Das Zustandekommen des Ziels wird dem prätheoretischen normativen Bereich zugerechnet. Die Sätze der makroökonomischen Theorie geben darüber Aufschluß, ob eine bestimmte Wirtschaftspolitik bei gegebenen ökonomischen Randbedingungen die Zielfunktion optimiert oder nicht; politische Randbedingungen bleiben ausgeklammert (Kirchgässner 1976: 7).

Schumpeters (1950: Kapitel 22) Auffassung von Demokratie als einem Konkurrenzkampf zwischen Eliten um die politische Führung impliziert Zweifel an dieser Vorstellung einer allein auf die allgemeine Wohlfahrt ausgerichteten Wirtschaftspolitik. Es ist nicht einzusehen, warum die Interventionen der zu einem gegebenen Zeitpunkt jeweils an der politischen Macht befindlichen Eliten in den Wirtschaftsablauf nicht auch als Bestandteil des Konkurrenzkampfes angesehen werden sollten, der die demokratische Methode ausmacht. Folgt man diesem Argument, dann ist es unzulässig, die Auswahl einer optimalen Wirtschaftspolitik allein unter dem Aspekt der öffentlichen Wohlfahrt zu sehen, vielmehr müssen als politische Randbedingungen auch ihre Auswirkungen auf die Konkurrenz der Eliten berücksichtigt werden. Gerade wenn man von dem Postulat der klassischen ökonomischen Theorie ausgeht, daß alle am Wirtschaftsprozess Beteiligten nach der Maximierung ihres individuellen Nutzens streben, kann man die politischen Randbedingungen nur unter der Annahme ausblenden, daß wirtschaftliche Entwicklungen und staatliche Wirtschaftspolitik mit der demokratischen Elitenkonkurrenz nichts zu tun haben. Unterstellt man jedoch umgekehrt, daß die für die Konkurrenz der Eliten schlechthin zentralen Ergebnisse allgemeiner Wahlen zumindest zum Teil auch von wirtschaftlichen Variablen abhängen, dann müssen die politischen Randbedingungen in die Auswahl einer nach dem klassischen Konzept „rationalen“ staatlichen Wirtschaftspolitik einbezogen werden. Weil die

gesellschaftlichen und privaten Erträge und Kosten einer bestimmten Wirtschaftspolitik für die regierenden Eliten weit auseinanderfallen können, sind Versuche der Erklärung staatlicher Wirtschaftspolitik nur aus makroökonomischen Modellen und ökonomischen Randbedingungen genau dann inadäquat, wenn die Wirtschaftslage und das Abschneiden der konkurrierenden Eliten in allgemeinen Wahlen zusammenhängen. Diese Erkenntnis stellt nach Frey (1974 a: 395) einen der zentralen Beiträge der Neuen Politischen Ökonomie dar.

Das klassische Modell einer an strategischen Überlegungen nicht nur zur gesellschaftlichen Wohlfahrt, sondern auch zur demokratischen Konkurrenz um Wählerstimmen orientierten staatlichen Wirtschaftspolitik stammt wiederum — wie schon das klassische Modell des nutzenmaximierenden Wählers — von Downs (1957: Kapitel 4). Die Regierung des Downsschen Modells orientiert sich primär an der Maximierung politischer Unterstützung. Sie wird diejenigen Aktivitäten durchführen, welche ihr die meisten Stimmen gewinnen oder sichern, und sie wird zur Finanzierung ihrer Maßnahmen diejenigen Möglichkeiten aussuchen, welche ihren Stimmenverlust möglichst gering halten. Das bedeutet, daß die Zusammensetzung der gesamten staatlichen Programme und der Finanzierungspläne am allgemeinen Nutzenprinzip ausgerichtet ist: in jedes Programm fließen genau so viel Ressourcen, daß jede zusätzliche Allokation mehr Stimmen kostet als gewinnt. Eine Komplizierung bei der Anwendung des Nutzenkalküls durch eine rationale Regierung ergibt sich dadurch, daß die Regierung als Anbieter auf dem politischen Markt in Konkurrenz mit anderen Anbietern steht, die ihre Programme erst als Reaktion auf Regierungsentscheidungen zu formulieren brauchen. Insofern erfolgen die Entscheidungen der regierenden Eliten über Aktivitäten zur Stimmenmaximierung stets unter Bedingungen der Unsicherheit, was die Ableitung konkreter Handlungsanweisungen bei gegebener Verteilung der Wählerpräferenzen erschwert.

Das hier nur in sehr groben Strichen nachgezeichnete Downssche Modell stimmenmaximierender Regierungspolitik ist in der Literatur häufig rezipiert worden und es hat zahlreiche Modifikationen erfahren<sup>5</sup>. Besonders interessant sind dabei diejenigen Modifikationen, welche die Grundannahme der Stimmenmaximierung durch möglicherweise realistischere Zielfunktionen ersetzen. Frey (1968 a: 357 f.) hat mögliche Zielfunktionen der Regierung systematisiert und nennt neben erstens der reinen Stimmenmaximierung und zweitens der auch schon von Downs (1957: 174 - 177) untersuchten Maximierung des Stimmenvorsprungs vor der Opposition drei weitere Zielfunktionen: Drittens die

---

<sup>5</sup> Siehe hierzu den Literaturbericht von Dinkel (1977 a: 20 - 31, 150 - 209).

Maximierung der Siegeswahrscheinlichkeit bei der nächsten Wahl unabhängig von der Höhe des Sieges. Hierbei werden diejenigen staatlichen Aktivitäten implementiert, die bei gegebener Verteilung von Präferenzen im Elektorat mit größter Gewißheit die gegenwärtige Regierung im Amt halten, auch wenn Strategien existieren sollten, die eine deutlichere Stimmenmehrheit — allerdings mit geringerer Sicherheit — bewirken könnten. Die vierte Zielfunktion, die Bewahrung der Mehrheit, schränkt den Alternativenraum der Regierung vergleichsweise wenig ein. Alle wirtschaftspolitischen Strategien sind akzeptabel, solange sie die Wiederwahl nicht gefährden. Die weitere Auswahl kann aufgrund andersartiger Kriterien getroffen werden, wie z. B. der gesellschaftlichen Wohlfahrt oder der ideologischen Zielsetzungen der an der Regierung beteiligten Parteien.

Diese Formulierung der Zielfunktion trägt der beschränkten Rationalität und Problemverarbeitungskapazität der Regierenden im Sinne des „satisficing principle“ von Simon (1957) Rechnung. Die fünfte Zielfunktion schließlich kann als ein Sonderfall der vierten aufgefaßt werden. Hier geht es darum, die Wiederwahl zu sichern, gleichzeitig aber die eigene Mehrheit nicht zu groß ausfallen zu lassen („minimum majority“), um einerseits keine knappen Ressourcen zur Erlangung unnötig großer Mehrheiten zu vergeuden und um andererseits die Disziplin und den Zusammenhalt in der eigenen Anhängerschaft und Fraktion zu erhöhen<sup>6</sup>. Es versteht sich von selbst, daß diese verschiedenen Zielfunktionen bei Anwendung in einer gegebenen Ausgangssituation völlig gegensätzliche rationale Regierungsstrategien implizieren können.

Die inhaltlichen Anwendungen des Downsschen Modells der wahlorientierten Regierungspolitik und seiner Weiterentwicklungen decken einen weiten Bereich staatlicher Aktivitäten ab. Ohne Anspruch auf Vollständigkeit seien hier nur einige Beispiele aufgeführt. Herder-Dorneich (1959) analysiert die staatliche Versorgung mit Kollektivgütern durch eine stimmenmaximierende Regierung. Unter vereinfachenden Annahmen über das politische System und das Funktionieren der Volkswirtschaft leitet Frey (1974 b) das für eine an ihrer Wiederwahl orientierte Regierung optimale Zeitprofil von konsumptiven Ausgaben und Investitionstätigkeit ab. Holcombe (1977) und Keech (1977) fragen, wie sich eine stimmenmaximierende Regierung zum Problem eines gesetzlichen Mindestlohns stellen müßte. Im Rahmen von an Downs angelehnten Modellen befassen sich Bartlett (1973: 96 ff.) und Dinkel (1977 a: 220 - 245) mit staatlicher Steuerpolitik, wobei Bartlett sich auf den Zusammenhang zwischen optimalen Steuerprogressions-

<sup>6</sup> Vergleichbare Zielfunktionen für Parteien, also nicht nur für Regierungsparteien, werden bei Aranson (1973, 1974) zusammengefaßt.

tarifen und der Verteilung der Steuerlast zwischen direkten und indirekten Steuern konzentriert. Das bereits von Downs (1957: 198 - 201) behandelte Problem der Einkommensumverteilung greift Pommerehne (1975) auf; die unter allen in einem gegebenen Zeitpunkt möglichen Kombinationen von Arbeitslosigkeit und Inflation für eine an der Wiederwahl orientierte Regierung optimale Kombination analysieren unter vielen anderen Frey (1975 a: 344 - 351) und — im Rahmen eines kontrolltheoretischen Ansatzes — Nordhaus (1975). Bernholz (1975: 10 - 21) schließlich deduziert die ökonomischen Wahlplattformen konkurrierender Parteien in einem simplifizierten politisch-ökonomischen System.

Inhaltlich und regional ebenso breit gestreut ist die empirische Evidenz für stimmenmaximierende Wirtschaftspolitik. Da diese im folgenden Abschnitt nochmals aufgegriffen wird, sollen hier nur einige Beispiele zur Illustration dieser Breite dienen. Umverteilungspolitik über den Haushalt im Kanton Basel-Land untersucht Pommerehne (1975). Jackson (1976) zeigt auf, inwiefern der Haushalt der Stadt Cleveland, Ohio, der Mobilisierung bestimmter Klientelen bei allfälligen Wahlen dient. Wright (1974) weist nach, daß die Programme des New Deal bevorzugt solchen Staaten zugute kamen, deren vorhergehendes Wahlverhalten keine solide demokratische Mehrheit hervorgebracht hatte. Für die Bundesrepublik besonders interessant ist die kurze Arbeit von Bank (1970) über die Sozialgesetzgebung in den ersten fünf Legislaturperioden des Deutschen Bundestages. Bank zeigt, daß in allen fünf Legislaturperioden der Anfall von Sozialgesetzen von Jahr zu Jahr kontinuierlich anstieg und daß überdies der Anteil der direkte Transferzahlungen bedingenden Leistungsgesetze an der gesamten Sozialgesetzgebung ebenso kontinuierlich innerhalb aller Legislaturperioden zunahm.

Der gegen das Downssche Stimmenmaximierungspostulat naheliegende Einwand überzogener und unrealistischer Rationalitätsannahmen (Dinkel 1977 a: 84) läßt sich durch entsprechende Modifikationen der Zielfunktionen entkräften. Gewichtiger erscheinen deshalb solche Argumente, welche an der Vorstellung von durch ihre Wirtschaftspolitik bzw. Wirtschaftsprogramme ihre Wahlchancen manipulierenden Eliten die Vernachlässigung der sozialen Rahmenbedingungen des politischen Prozesses rügen. Besonders deutlich wird dies im Bereich der Einkommensverteilung. Die personelle Einkommensverteilung als Ergebnis der Markteinkommen und der administrierten Einkommen ist auch in vergleichsweise effizient verwalteten Staatswesen sehr schwer dokumentierbar<sup>7</sup> und damit als Kriterium für an Wahlchancen ausge-

<sup>7</sup> Dieser Punkt wird für die Bundesrepublik sehr klar von Zeppernick (1976: 8 - 10) herausgearbeitet, der auch vergleichbare Befunde für die Vereinigten Staaten zitiert.

richtete Regierungs- oder Oppositionspolitik kaum brauchbar. Zum Kriterium wird deshalb die schichten- und gruppenbezogene Einkommens(um)verteilung (Pommerehne 1975: 330 - 336). Damit betreten aber neben den Eliten und den Wählern im ursprünglichen Modell nicht vorgesehene Akteure die Szenerie, nämlich Interessentengruppen und -organisationen. Zentral wird die Frage, wer gegenüber den Eliten die Interessen der Wähler bzw. bestimmter Wählergruppen definieren und wer Wählerpotentiale am wirkungsvollsten in den Verteilungskampf einbringen kann (Bartlett 1973: 82 - 85, Külp 1971: 226 - 228). Die Informationsannahmen des ursprünglichen Modells werden somit mehrfach ausgehöhlt. Die politischen Akteure verfügen nicht über umfassende Kenntnis der Verteilung der Wählerpräferenzen, sondern es bleibt dem politischen Prozeß überlassen, wer seine Variante dieser Informationen in die Entscheidungsprozedur einbringen kann. Es ist sogar denkbar, daß nicht nur die Wahrnehmung der Wählerpräferenzen durch die Eliten, sondern auch die Wählerpräferenzen selbst durch Verbandsaktivitäten beeinflusst werden. Von den ursprünglichen Modellbestandteilen, „Wähler reagieren auf die (objektive) Wirtschaftslage“ und „Eliten manipulieren die Wirtschaftslage, um die Reaktion der Wähler zu steuern“ bleibt dann nicht mehr viel übrig. Ähnliche Argumente wie für die Einkommensverteilung lassen sich natürlich auch für andere makroökonomische Variablen wie Arbeitslosigkeit, Inflation und Wirtschaftswachstum formulieren.

Doch nach der Kritik zurück zu den im Rahmen des Modells stimmenmaximierenden Regierungsverhaltens vorgenommenen Ableitungen. Neben differenzierten Annahmen über die staatliche Zielfunktion stehen zwei Probleme im Vordergrund, nämlich erstens die Zeithorizonte von Wählern und Gewählten und zweitens die Auswirkungen einer stimmenmaximierenden staatlichen Wirtschaftspolitik auf den Wirtschaftsablauf. Was die Zeitperspektive anbelangt, so befindet sich Fair (1976) sicher in der Minderheit, wenn er generell Kurzsichtigkeit der Regierungspolitik unterstellt. Die „Mehrheitsposition“ wird dagegen z. B. von Liefmann-Keil (1971) vertreten, die hervorhebt, daß sowohl durch die periodisch wiederkehrenden Wahltermine wie auch durch die über Legislaturperioden hinausreichenden Effekte staatlicher Interventionen die Regierenden zumindest zu einer mittelfristigen Anlage ihrer an Wahlerfolgen ausgerichteten Wirtschaftspolitik gezwungen seien. Bezüglich der „Nachfrager“, der Wähler, ist andererseits ein weitgehender Konsens dahingehend zu registrieren, daß kurzfristige Zeithorizonte überwiegen. Nach Herder-Dorneich (1977: 169 - 172) gilt dies in zweierlei Hinsicht, indem nämlich einerseits vergangene Erträge und Belastungen den Wählern im Fortgang der Zeit immer weniger bewußt sind und andererseits auch zukünftige Erträge und Belastungen

der staatlichen Wirtschaftspolitik um so geringer eingeschätzt werden, je weiter sie noch in der Zukunft liegen.

Damit sind aber zwei der zentralen Voraussetzungen für eine längerfristig angelegte staatliche Wirtschaftspolitik in der Demokratie nicht erfüllt, nämlich daß erstens die Zeithorizonte der Wähler sich über mehrere Wahlperioden erstrecken und daß zweitens eine genügend hohe Anzahl von Wählern den in der Zukunft realisierten Nutzen gegenwärtiger Maßnahmen ihren tatsächlichen Urhebern und nicht automatisch den dann an der Macht Befindlichen zuschreiben (Bernholz 1975: 89 - 91)<sup>8</sup>. In Anwendung auf die Sozialpolitik folgert Liefmann-Keil (1971) also zu Recht aus der Annahme eines kurzen Zeithorizonts der Wähler, daß die Entscheidung zwischen Sozialinvestitionen und Transferzahlungen zugunsten der letzteren fallen wird, weil sie kurzfristig wirken, ihre Belastungen aber längerfristig verteilt anfallen, während es sich bei Sozialinvestitionen genau umgekehrt verhält. Ebenso folgert Nordhaus (1976: 64), daß in der gegenwärtig in zahlreichen Industriestaaten anstehenden Entscheidung zwischen gegenwärtiger Rezession und Arbeitslosigkeit und zukünftiger Inflation in Systemen mit periodischen Wahlen die letztere gewählt würde<sup>9</sup>.

Kommen wir nun zum letzten Punkt, den Auswirkungen einer an Stimmenmaximierung ausgerichteten Wirtschaftspolitik der Regierung auf die wirtschaftlichen Abläufe. Die Annahmen einer nutzenmaximierenden Wahlbürgerschaft und einer rationalen Konkurrenz der Eliten um Stimmen führen zusammen mit der Annahme unterschiedlicher Zeithorizonte beider Gruppen zu dem nach Meinung des Autors bisher fruchtbarsten Konzept der ökonomischen Theorie der Politik. Mit diesem Konzept der „politisch-ökonomischen Zyklen“ verweist die Theorie allerdings wieder zurück in ihren Ursprungsbereich, die Ökonomie. Die Zahl der Ableitungen der Existenz solcher politisch-ökonomischer Zyklen aus allen möglichen Variationen der angeführten Annahmen ist inzwischen recht beträchtlich<sup>10</sup>, wobei auch schon die rationalen Verhaltensweisen verschiedener Wählergruppen nach ihrer Stellung zu den Parteien und ihren Besitzverhältnissen differenziert gesehen werden. So wird z. B. unterschieden nach Stamm- oder Wechsel-

<sup>8</sup> Die dritte Bedingung für längerfristig orientierte staatliche Wirtschaftspolitik, die Bernholz nennt, scheint vergleichsweise noch am ehesten erfüllt. Sie lautet, daß die konkurrierenden Eliten die Ergebnisse zukünftiger Wahlen nicht zu gering bewerten dürfen.

<sup>9</sup> Nordhaus konzidiert allerdings mit einiger Verwunderung, daß diese Prognose des Modells bislang in einer Reihe von Staaten kaum als eingetrossen betrachtet werden kann.

<sup>10</sup> Cf. z. B. MacRae (1977), Frey (1975 a: 344 - 351, 1976 a), Winter (1971: 97 f.), Nordhaus (1975), Kirchgässner (1976: 123 - 158), Dinkel (1977 a: 220 - 245), weiter auch Fell (1977), Moore (1977), Åkerman (1947).

wählern sowie nach Sparern und Besitzern von Sachwerten (Herder-Dorneich 1977: 206 - 208).

Die einzelnen Ableitungen hier zu diskutieren ist überflüssig. Es genügt vielmehr, ihre gemeinsame Logik hervorzuheben. Diese besteht darin, daß in Anbetracht der kurzfristigen Zeitperspektive der Mehrzahl der Wähler und der in den ökonomischen Zusammenhängen inhärenten Zeitverzögerungen eine am langfristigen Erhalt ihrer Mehrheit interessierte Regierung stimmungsgewinnende und stimmungsschädliche Interventionen in den Wirtschaftsprozess ungleich über die Legislaturperiode verteilen wird. Mit heranrückendem Wahltermin, etwa in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode, werden expansive Maßnahmen zur Sicherung weitgehender Vollbeschäftigung und zur Steigerung der Masseneinkommen im Vordergrund stehen. Nach der Wahl kann dann die mit Verzögerung auftretende Folgeerscheinung steigender Inflationsraten mittels bewußt kontraktiver Politik wieder aufgefangen werden. Ein entsprechender politisch-ökonomischer Zyklus ist — wie bereits angedeutet — in der Sozialpolitik zu erwarten, wo Sozialinvestitionen — wenn überhaupt — zu Beginn der Legislaturperiode durchgeführt und später durch Transferzahlungen abgelöst werden. Diese politisch-ökonomischen Konjunkturzyklen laufen parallel zu den Legislaturperioden und sind allein durch Staatsinterventionen verursacht. Mit rein ökonomisch bedingten Konjunkturzyklen haben sie gar nichts zu tun; vielmehr werden sie von stimmenmaximierenden Regierungen bewußt herbeigeführt (Kirchgässner 1976: 123, Dinkel 1977 a: 239). Diese Erkenntnis der ökonomischen Theorie der Politik steht in klarem Gegensatz zur klassischen ökonomischen Theorie, welche die Rolle des Staates in der Dämpfung zyklischer Wirtschaftstätigkeit sieht.

Eine zweite interessante Variante der Ableitung längerdauernder politisch-ökonomischer Konjunkturzyklen hat Frey (1968 b, auch Schall 1976) vorgelegt. Danach werden staatliche Infrastrukturinvestitionen — da nur längerfristig von Nutzen — solange zugunsten kurzfristig wahlrelevanter Aktivitäten zurückgestellt bis ihr Ausbleiben sich in sinkenden Wachstumsraten und damit Wiederwahlchancen niederschlägt. In einer „Panikreaktion“ wird versucht, das Investitionsdefizit auszugleichen, wobei in der Regel über den aktuellen Bedarf hinausgegangen wird. Die resultierende Verbilligung der Produktion im privaten Sektor löst einen Wachstumsschub aus, und der Zyklus beginnt von neuem. Wiederum ist Destabilisierung die Folge von an Wahlchancen orientierten wirtschaftspolitischen Interventionen des Staates.

Zum Schluß können wir uns kurz fassen. Bei aller Kritik im Detail sowie an der Realitätsnähe ihrer grundlegenden Axiome steht fest, daß die ökonomische Theorie der Politik aus wenigen einfachen An-



nahmen eine fruchtbare Theorie des Regierungsverhaltens in der Demokratie und seiner Folgen für die Volkswirtschaft entwickelt hat. Wähler maximieren mit der Stimmabgabe ihren individuellen Nutzen und orientieren sich dabei an der wirtschaftlichen Lage. Die um Macht konkurrierenden Eliten wissen das und richten ihre Wirtschaftspolitik oder -programme entsprechend ein. So die Axiome. Die eminente Bedeutung der empirischen Frage, inwiefern Wahlergebnisse von bestimmten ökonomischen Zuständen und Entwicklungen abhängen, für die ökonomische Theorie der Politik braucht wohl nicht unterstrichen zu werden.

### 1.2.2. Politisch-ökonomische Kreislaufmodelle

Politisch-ökonomische Kreislaufmodelle kombinieren die in den beiden vorhergehenden Abschnitten diskutierten Perspektiven einer an der wirtschaftlichen Situation orientierten Wählerschaft und einer in ihrer Wirtschaftspolitik am Wahlerfolg orientierten Regierung. Das Bindeglied zwischen beiden Perspektiven ist die gesamtwirtschaftliche Lage. Wir haben bereits im letzten Abschnitt gesehen, daß die Annahme stimmenmaximierender Wirtschaftspolitik nicht nur die Regierungsaktivitäten besser erklären kann als die klassische ökonomische Theorie, sondern daß auch das wirtschaftliche Geschehen selbst nicht adäquat modelliert werden kann, wenn auf die Wählerreaktion abzielende ökonomische Staatstätigkeit ausgeblendet bleibt. Die Rolle des den politisch-ökonomischen Regelkreis strategisch manipulierenden Akteurs kommt angesichts ihrer längerfristigen Zeithorizonte eindeutig den politischen Eliten zu. Nicht etwa die Wähler erzeugen durch ihr Abstimmungsverhalten eine ihnen in der Mehrheit genehme wirtschaftliche Lage, sondern die Regierung führt wirtschaftliche Zustände herbei, die ihr ein bestimmtes Ausmaß an Unterstützung im Elektorat sichern. Wenn besonders in den Zeiträumen vor Wahlen die Wirtschaftslage von einer Mehrheit der Wähler für „gut genug“ befunden wird, dann folgt das nicht aus nutzenmaximierendem Wahlverhalten der Wähler per se, sondern aus nutzenmaximierenden Aktivitäten der Eliten, die nutzenmaximierendes Stimmverhalten der Wähler antizipieren.

Politisch-ökonomische Kreislaufmodelle lassen sich in vier Komponenten zerlegen: den politischen Sektor, den ökonomischen Sektor, die Wahl- oder Popularitätsfunktion und die Reaktionsfunktion, durch welche der politische Sektor den ökonomischen als Reaktion auf antizipierte Wahlchancen steuert. Den Zusammenhang dieser vier Komponenten verdeutlicht in Anlehnung an Frey (1975 a: 351) die Abbildung 1.

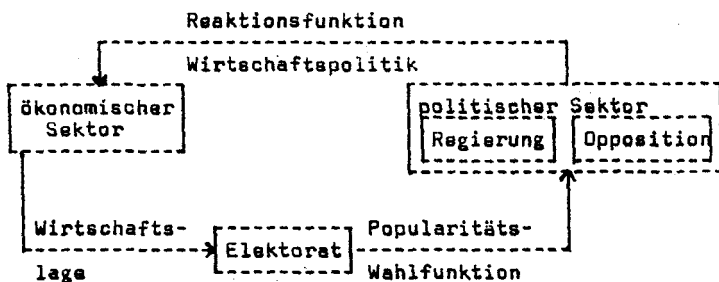


Abbildung 1: Ein einfaches politisch-ökonomisches Kreislaufmodell

Größere Realitätsnähe und empirische Falsifizierbarkeit erhält dieses simplifizierte Kreislaufmodell, wenn seine einzelnen Komponenten inhaltlich interpretiert und weiter differenziert werden und wenn operationale Indikatoren und funktionale Beziehungen zwischen ihnen spezifiziert werden. Entsprechende Arbeiten liegen vor allem von Frey (1968 a, 1974 c, 1974 d, 1975 b, 1976 a, 1976 c) und seinen Mitarbeitern (z. B. Schneider 1974) vor. Da diese Studien von Dinkel (1977 a: 185 - 219) kürzlich umfassend dargestellt und ausführlich kritisiert worden sind, erübrigt sich ein Literaturbericht an dieser Stelle. Stattdessen soll knapp skizziert werden, bis zu welchem Grad der Differenzierung das Modell ausgearbeitet worden ist, ohne die einzelnen Stufen dieser Entwicklung nachzuzeichnen.

Der politische Sektor besteht aus einer Wiederwahlfunktion und einer Zielfunktion. Für die Wiederwahl der Regierung entscheidend ist ihr eigener „politischer Kapitalstock“ und derjenige der Opposition, die als Summe aller bis zur Gegenwart erzielten Popularitätswerte definiert sind, wobei zurückliegende Popularitätswerte einer Vergessensfunktion unterliegen. Die Zielfunktion besteht aus einer wahlorientierten und einer ideologischen Komponente. Ist der erneute Wahlerfolg in Frage gestellt, dann versucht die Regierung, mit ihren wirtschaftspolitischen Instrumenten die Wahrscheinlichkeit ihrer Wiederwahl und/oder die antizipierte Dauer ihrer Regierungsmacht zu maximieren. Erscheint aufgrund des eigenen und des politischen Kapitalstocks der Opposition die Wiederwahl andererseits gesichert, dann verfolgt die Regierung die wirtschaftspolitisch-ideologischen Ziele der sie tragenden Parteien, für die eine einfache Klassifikation vorgelegt wird.

Während diese Darstellung des politischen Sektors im Kreislaufmodell noch als recht vereinfachend betrachtet werden kann, haben sich die Versuche, das Modell in die Richtung größerer Realitätsnähe weiterzuentwickeln, vor allem auf den ökonomischen Sektor konzentriert. Frühere Arbeiten (Frey 1974 b: 71) unterscheiden nur einen Investitions-

güter- und einen Konsumgütersektor, so daß der Zustand der Volkswirtschaft durch Gesamtvolumen und Investitionsquote vollständig beschrieben ist. Inzwischen liegen jedoch für die Bundesrepublik Studien vor (Frey 1975 b), die den ökonomischen Sektor durch das volkswirtschaftliche Gesamtmodell von Krelle (1969) repräsentieren, das weit über 100 Gleichungen umfaßt und regelmäßig zu Konjunkturprognosen herangezogen wird. Dieses Modell betrachtet Staatsinterventionen als vorgegebene, exogene Variablen bzw. als einem Trend unterworfenen oder autoregressive Prozesse. Die Repräsentation des ökonomischen Sektors durch das Krelle-Modell ist deshalb gleichbedeutend mit einer Endogenisierung der Regierungsaktivitäten in letzterem Modell: Die durch das vollständige volkswirtschaftliche Gesamtmodell simulierte Wirtschaftslage legt die Popularitätsfunktion fest und daraus folgen wiederum bestimmte staatliche Aktivitäten, die in den Wirtschaftsprozess eingreifen. Diese im Krelle-Modell exogene staatliche Wirtschaftspolitik kann durch das politisch-ökonomische Kreislaufmodell miterklärt werden. Das entscheidende Gütekriterium lautet dabei, ob die Fähigkeit des volkswirtschaftlichen Gesamtmodells zur Erklärung und Prognose realweltlicher Wirtschaftsabläufe durch die Endogenisierung des politischen Sektors gesteigert wird oder nicht.

Die Spezifikation der Popularitäts- und Wahlfunktion kann ganz knapp behandelt werden. Wegen der auf einige zentrale makroökonomische Variablen beschränkten Aufmerksamkeit der breiten Öffentlichkeit wird in der Regel angenommen, daß die Popularität von Regierung und Opposition und die Wahlchancen der konkurrierenden Eliten von Arbeitslosigkeit, Inflation und Konsumniveau bestimmt werden. Neben noch einfacheren Spezifikationen werden in einzelnen Arbeiten zusätzlich das Erwartungsniveau der Wähler bezüglich dieser Größen und/oder der Umfang der öffentlichen Dienstleistungen und Sozialleistungen berücksichtigt.

Ebenso kurz kann die Reaktionsfunktion als umgekehrte Verbindung vom politischen zum ökonomischen Sektor abgehandelt werden. Je nach ihrer Wiederwahlfunktion und Zielfunktion greift die Regierung in den politisch-ökonomischen Kreislaufmodellen mit folgenden Instrumenten in den ökonomischen Sektor ein: Sie beeinflußt die gesamtwirtschaftliche Investitionsquote, indem sie den Umfang und die Verteilung der Staatsausgaben auf den investiven und den konsumptiven Bereich festlegt, sie regelt die Versorgung mit öffentlichen Gütern, leistet Transferzahlungen und steuert den Arbeitsmarkt über die Bereitstellung von Arbeitsplätzen im Staatsdienst. In Schneiders (1974) Modellvariante verfügt die Regierung über drei Instrumentvariablen, nämlich den Zinssatz und das Volumen der Staatsausgaben und der diskretionären Steuern.

Empirische Studien im Rahmen politisch-ökonomischer Kreislaufmodelle haben sich vor allem mit der Popularitätsfunktion und der Reaktionsfunktion befaßt, die Wahlfunktion dagegen ist vernachlässigt worden. Mit ökonometrischen Methoden wurde geschätzt, in welchem Umfang Regierungspopularität — häufig als Wahlabsicht operationalisiert — von makroökonomischen Zuständen beeinflusst wird und welche Gewichtung die einzelnen unabhängigen Variablen dabei erfahren<sup>11</sup>. Mit diesen empirischen Untersuchungen werden wir uns weiter unten (2.3.1.) noch genauer auseinandersetzen. Daneben wurde geschätzt, wie gut sich der Einsatz der wirtschaftspolitischen Instrumente des Staates durch die von der Popularitätsfunktion abhängige Wiederwahlfunktion und durch die Zielfunktion erklären läßt. Die Ergebnisse von empirischen Schätzungen der Parameter der Popularitätsfunktion und der Reaktionsfunktion haben eine interessante und fantasievolle Verwendung im Simulationsmodell Freys (1974 c) und Schneiders (1974) gefunden. Von bestimmten Ausgangswerten der makroökonomischen Variablen und der Regierungspopularität aus unternimmt es das Modell, die Entwicklung sowohl der Wirtschaft wie auch des politischen Sektors des Gesamtmodells — also das Abschneiden der konkurrierenden Eliten bei den periodisch stattfindenden Wahlen — über mehrere Legislaturperioden hinweg zu simulieren.

Eine detaillierte Kritik an den politisch-ökonomischen Kreislaufmodellen liefert Dinkel (1977 a: 203 - 219). Besonders relevant erscheinen zwei Einwände: Der erste richtet sich gegen die faktische Gleichsetzung von Popularitätsfunktion und Wahlfunktion, von Wahlabsicht und Wahlverhalten<sup>12</sup>. Der zweite Einwand nimmt Anstoß an der mangelnden Ausgestaltung des politischen Sektors in den politisch-ökonomischen Kreislaufmodellen und besonders an der Beschränkung des staatlichen Handlungsinstrumentariums auf den ökonomischen Bereich. Die letztere impliziert beispielsweise im Simulationsmodell von Frey und Schneider, daß auf Popularitätsverschiebungen auch dann mit stimmenmaximierenden wirtschaftspolitischen Interventionen reagiert wird, wenn die Veränderung der Popularität mit der konkreten Wirtschaftslage gar nichts zu tun hat. Hier erscheint eine Erweiterung des Modells dringend vonnöten.

Ungeachtet dieser Vorwürfe ist jedoch festzuhalten, daß die grundlegende Logik der politisch-ökonomischen Kreislaufmodelle einen potentiell fruchtbaren theoretischen Beitrag zur Integration der Analyse wirtschaftlicher Abläufe und der staatlichen Wirtschaftspolitik dar-

---

<sup>11</sup> Neben den oben zitierten Arbeiten von Frey ist hier im Rahmen eines politisch-ökonomischen Kreislaufmodells vor allem noch die Untersuchung von Ronning (1976) zu erwähnen.

<sup>12</sup> Cf. dazu unten 2.3.1.1.

stellt. Es erscheint möglich daß durch diese Integration für beide Teilbereiche Erklärungsmodelle zustande kommen werden, welche die Erklärungsleistung isolierter Ansätze übertreffen. Unbestreitbar ist, daß der Nutzen der politisch-ökonomischen Kreislaufmodelle bisher vor allem bei der Erklärung der Entwicklungen im ökonomischen Sektor angefallen ist. Ebenso unbestreitbar ist, daß diese Modelle in sich zusammenfallen, wenn man ihnen die Annahme eines zumindest partiell durch ökonomische Faktoren determinierten Wahlverhaltens entzieht. Die folgenden Untersuchungen könnten also einen beträchtlichen Beitrag zur empirischen Absicherung dieser Modelle leisten.

### 1.2.3. „Autonomieverlust“ des politischen Systems

In diesem letzten Abschnitt zur Bedeutung der Annahme von der Wirtschaftslage abhängiger Wahlergebnisse für die politisch-ökonomische Diskussion verlassen wir die Politische Ökonomie im Sinne der Anwendung ökonomischer Theorie auf politische Probleme und wenden uns der Politischen Ökonomie der Neuen Linken zu<sup>13</sup>. Das Verhältnis von Staat und privatkapitalistischer Wirtschaft ist in diesem Bereich in den letzten Jahren zu einem zentralen Untersuchungsgegenstand geworden, wobei dem Ausmaß der „relativen Autonomie“ des Staates gegenüber der Wirtschaft besondere Aufmerksamkeit zuteil geworden ist (Reese 1975).

Grundlegender Ausgangspunkt dieser Untersuchungen ist die Abhängigkeit der Wirtschaft von staatlichen Aktivitäten, welche die Keynesianische Revolution mit ihrer Betonung kontinuierlicher staatlicher Regelung wirtschaftlicher Prozesse hervorgebracht hat. Der Staat hat nicht nur für Rahmenbedingungen in Form des Rechtssystems zu sorgen, sondern ihm obliegt auch unmittelbar wirtschaftliche Tätigkeit, die von der Bereitstellung öffentlicher Güter über die Schaffung von Infrastruktur, die Forschungsförderung, die Konjunktursteuerung und die Verteilungspolitik bis hin zur Lösung ökonomischer Konflikte reicht. Diese Liste ist alles andere als vollständig. Die Folge dieser Ausweitung der staatlichen Wirtschaftstätigkeit ist ein ständig steigendes Ausmaß direkter Verantwortung des Staates für die wirtschaftliche Entwicklung (Hirsch 1970: 54 ff., 1971: 176).

Damit wird aber die Erfüllung einer weiteren zentralen Funktion des Staates, der Sicherung von Massenloyalität und -unterstützung für das politisch-gesellschaftliche Ordnungssystem (Easton 1965: 24 ff.), von der Effektivität der staatlichen Regelungsfunktion im ökonomischen

<sup>13</sup> Zum Begriff cf. Frey (1974 a: 363 - 365). Die Literatur fassen Köllner (1973) und — speziell auf den Autonomieaspekt bezogen — Abromeit (1976) zusammen.

System abhängig. Bei hoher Verantwortung der Regierung für den Konjunkturablauf und starker Wohlstandsorientierung der Bevölkerung hängt mithin nicht nur die Wirtschaft von der Staatstätigkeit ab, sondern der Staat ist umgekehrt auch auf einen befriedigenden Konjunkturverlauf angewiesen. Ökonomische Krisen bedrohen das politische System oder zumindest die jeweilige Regierung mit Loyalitäts- oder gar Machtverlust und heben dadurch auch die staatliche Regelungsfunktion aus den Angeln. Die Wirtschaftspolitik des Staates verliert dadurch ihre Handlungsfreiheit und hat sich an den Interessen der privatkapitalistischen Wirtschaft auszurichten, um derartige bedrohliche Situationen gar nicht erst entstehen zu lassen<sup>14</sup>. Diesen Autonomieverlust des Staates beschreibt Abromeit (1976: 15): „In einem auf Privatautonomie der Wirtschaftseinheiten beruhenden, kapitalistischen Wirtschaftssystem verringert sich die Autonomie des Staates gegenüber der Wirtschaft in dem Maße, in dem a) innerökonomische Entwicklungen den Staat nötigen, zunehmend in den Wirtschaftsablauf einzugreifen, b) Ziel- und Normsysteme aus dem ökonomischen Bereich sich in der Gesamtgesellschaft durchsetzen und c) die politische Legitimität des Staates in der Garantie störungsfreien Wohlstands liegt. Der Staat wird hierdurch in die Rolle einer die Wirtschaft zentral koordinierenden Instanz gedrängt und bekommt damit eine Verantwortung aufgebürdet, die er nicht tragen kann, weil die ökonomisch relevanten Entscheidungskompetenzen bei der Führung der in ihrer Privatautonomie geschützten Großindustrie verbleiben.“

Es ist hier nicht der Ort, um die Richtigkeit dieser Sichtweise eingehend zu untersuchen. Es sollen lediglich kurz ihre Implikationen für die Interaktion von wohlstandsorientierten Wählern und wahlorientierten Politikern unterstrichen werden, wobei der Bequemlichkeit halber zum Teil auf die Terminologie der politisch-ökonomischen Kreislaufmodelle zurückgegriffen wird. In dieser Terminologie bedeutet die These vom Autonomieverlust des Staates, daß eine eigenständige Reaktionsfunktion des politischen Sektors nicht existiert, daß die Annahme vollständiger Kontrolle des politischen Systems über den ökonomischen Sektor falsch ist. Entweder die Staatsinterventionen entsprechen den Interessen der privatkapitalistischen Wirtschaft oder sie bleiben wirkungslos, weil sie mangels Zwangscharakter einfach unterlaufen werden können. Die Vorstellung stimmenmaximierender staatlicher Wirtschaftspolitik muß stark relativiert werden. Sie kann nur dann zum Tragen kommen, wenn die Eliten an den Schaltstellen des ökonomischen

---

<sup>14</sup> Die Divergenz der Interessen des Staates und der Wirtschaft in der Beschäftigungspolitik zeigt Kalecki (1974) auf. Abromeit (1977: 29 - 35) versucht darzustellen, inwiefern sich in den Jahren der Rezession seit 1974 in der Bundesrepublik die letzteren in der Stabilitätspolitik durchgesetzt haben.

Sektors die Regierung unterstützen, auf ihren Fortbestand Wert legen, ihre auf Wiederwahl abzielende Wirtschaftspolitik als im eigenen Interesse liegend akzeptieren und sich an ihrer Implementierung beteiligen. Kappt man im politisch-ökonomischen Kreislaufmodell die Reaktionsfunktion oder spricht ihr zumindest nur konditionale Wirkung zu, dann verliert das Modell seinen Kreislaufcharakter. Behält man andererseits die Popularitäts- und die Wahlfunktion bei, die durch die These vom Autonomieverlust des Staates ja nicht in Frage gestellt werden, dann wird aus dem Kreislaufmodell ein Modell der Steuerung des politischen Sektors durch den ökonomischen Sektor. „Solange ... die Interessen von Wirtschaft, Staat *und Bevölkerung* (Hervorhebung im Original) in gleicher Weise auf Wohlstandswachstum ausgerichtet sind ... können die Unternehmensleitungen mit dem Argument der Wachstumseffizienz und/oder mit der Drohung von Leistungsverweigerung die staatliche Tätigkeit unangefochten in nahezu jede gewünschte Richtung lenken, da vom wirtschaftlichen Erfolg eben auch die politische Legitimität des Staates abhängt“ (Abromeit 1976: 18).

Angewandt auf demokratische Wahlen bedeutet das: Nicht etwa die Regierung steuert eine Wirtschaftslage an, die ihre Wahlchancen optimiert, sondern die ökonomischen Eliten können nach Bedarf die Wirtschaftslage manipulieren, um eine ihnen genehme Regierung im Amt zu halten bzw. eine ihnen widerwärtige Regierung aus demselben zu entfernen. Der Schlüssel dazu ist die Annahme, daß wirtschaftliche Fehlentwicklungen der Regierung durch die Wähler auch dann angekreidet werden, wenn sie ihre Ursache in der Wirtschaft selbst haben, ja die Regierung sogar nach Kräften mit ihren wirtschaftspolitischen Instrumenten versucht hat, sie abzuwenden. Die staatlichen Instrumente können aber gegen den Willen und ohne Zutun der ökonomischen Eliten nicht greifen, was natürlich auf der Seite der Regierung, wenn sie nicht die von der Wirtschaft favorisierte Richtung vertritt, den Wunsch nach verstärkten Eingriffsbefugnissen weckt. Politische Reizworte der letzten Jahre in diesem Zusammenhang sind „Investitionsstreik“ und „Investitionslenkung“ (Meißner 1974, Roth 1976). Eine nennenswerte Ausweitung der staatlichen Autonomie ist jedoch realer nur dann möglich, wenn die Regierung durch die ökonomischen Eliten nicht mehr erpreßbar ist, wenn also die Bedürfnisstruktur der Bevölkerung sich vom ökonomischen Wachstumsinteresse loslöst (Abromeit 1976: 19). Die Wachstums- und Wohlfahrtsorientierung der Wählerentscheidung läßt sich somit als eine Grundannahme der These vom Autonomieverlust des Staates gegenüber der Wirtschaft ausmachen, so daß die Relevanz unserer empirischen Fragestellung unmittelbar in diese praktisch-politische Diskussion hineinreicht. Sollte sich zeigen, daß wirtschaftliche Entwicklungen sich in der Bundesrepublik auf Wahleresul-

tate kaum auswirken, dann wäre schon von daher und ungeachtet aller weiteren Einwände ein guter Teil der auf der These vom Autonomieverlust aufbauenden Schlußfolgerungen zu revidieren.

### **1.3. Der Stellenwert des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in der Wahlforschung**

#### **1.3.1. Der sozialpsychologische Ansatz der Wahlforschung**

Bei der Darstellung des Stellenwerts des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlen in der Wahlforschung wollen wir Falter (1972: 550 - 557) folgen, der als die zwei bedeutendsten Entwicklungen der modernen Wahlforschung den sozialpsychologischen und den soziologischen bzw. sozialstrukturellen Ansatz unterscheidet. Der erstere Ansatz geht vor allem auf die Arbeiten von Campbell (1954, 1960) und anderen am Survey Research Center der University of Michigan, Ann Arbor, zurück, der letztere wird in der Regel Lazarsfeld (1944) und seinen Mitarbeitern im Bureau of Applied Social Research der Columbia University zugeschrieben. Außer in den zur Erklärung des Wahlverhaltens herangezogenen Variablen unterscheiden sich die beiden Ansätze grundsätzlich in der Art der verfügbaren Datenmaterialien: Während wahlsoziologische Forschung sowohl mit Aggregatdaten wie auch mit Umfragedaten betrieben werden kann, sind sozialpsychologische Studien auf Umfragematerial angewiesen. Wir beginnen hier mit dem sozialpsychologischen Ansatz, wobei darauf verwiesen sei, daß die Darstellung sich hier auf die Einordnung von ökonomischen Variablen in die Erklärungsmodelle beschränkt. Entsprechende empirische Studien und Ergebnisse werden weiter unten (2.2.) aufgegriffen.

Der sozialpsychologische Ansatz der Wahlforschung faßt die auf die individuelle Wählerentscheidung einwirkenden Variablen in drei Komplexen zusammen (Campbell 1960: Kapitel 2 und 3), der Parteiidentifikation, der Kandidatenorientierung und der Orientierung an Sachfragen („issue-orientation“). Die langfristig stabile, ansozialisierte Parteiidentifikation erklärt Parteiloyalität und die Tatsache, daß die Mehrzahl der Wähler so wählt, wie sie schon immer gewählt hat. Neben diesen stabilisierenden Faktor tritt der politische Kontext der konkreten Wahl, der durch die miteinander konkurrierenden Kandidaten und durch aktuelle Streitfragen und Ereignisse bestimmt wird. Bei jeder Wahl gibt es also für jeden Wähler, der über ein bestimmtes Mindestmaß von Parteiidentifikation verfügt, eine „normale“ Wahlentscheidung (Converse 1966 b) — nämlich in Übereinstimmung mit seiner Parteiidentifikation — von der aber abgewichen wird, wenn die Kandidaten einer anderen Partei sehr viel deutlicher präferiert werden



und/oder wenn sich die Stellung einer anderen Partei auf den für den Wähler persönlich relevanten Sachfragen genauer mit seiner eigenen Haltung deckt. Ganz vereinfachend läßt sich sagen, daß Parteiidentifikation für das Verhalten der Stammwähler, die Orientierung an Kandidaten und Sachfragen für dasjenige der Wechselwähler ausschlaggebend ist<sup>15</sup>.

Bereits aus diesen knappen Bemerkungen zum sozialpsychologischen Erklärungsmodell des Wahlverhaltens wird klar, an welcher Stelle die Wirtschaftslage in das Modell einzubeziehen ist. Sie gehört eindeutig zu jenen aktuellen Ereignissen und inhaltlichen Problemen (issues), die der Wähler zur Beurteilung der konkurrierenden politischen Angebote heranzieht<sup>16</sup>. Welche Bedeutung ihr bei einer konkreten Wahl im Vergleich zu anderen issues wie Außenpolitik, äußerer und innerer Sicherheit, Sozialpolitik, Bildungspolitik usw. zukommt, hängt von dem Ausmaß ab, in dem diese einzelnen Problembereiche von außergewöhnlichen, krisenhaften Entwicklungen betroffen sind. Im Gegensatz zum Modell der rationalen Wählerentscheidung geht das sozialpsychologische Modell nämlich davon aus, daß der Wähler nur eine begrenzte Anzahl von Problemfeldern berücksichtigt, wobei diejenigen im Vordergrund stehen, die Leistungsdefizite und/oder eine besondere Polarisierung zwischen den Parteien aufweisen (RePass 1971). Entsprechend erwartet Kaltefleiter (1966: 120 f.) einen zunehmenden Einfluß ökonomischer issues auf das Wahlverhalten, wenn Wachstumserwartungen nicht realisiert werden.

Zwei weitere Klärungen sind noch erforderlich, um die Stellung ökonomischer Probleme im sozialpsychologischen Modell des Wahlverhaltens zu verankern. Zum ersten muß an die oben (1.2.1.1.) bereits erwähnte Unterscheidung von Positionsfragen und Valenzfragen erinnert werden (Stokes 1963) sowie an die Differenzierung von goal-issues und policy-issues, die wir Butler und Stokes verdanken (Butler 1971: 174). Kombiniert man diese beiden Dichotomien, dann erhält man

---

<sup>15</sup> Die starke Vereinfachung dieser Darstellung ist gerechtfertigt durch die Fülle der Literatur zum sozialpsychologischen Erklärungsmodell der Wahlforschung und speziell zum Konzept der Parteiidentifikation. Neben den älteren Literaturberichten von Diederich (1965) und Naschold (1971) cf. neuerdings Converse (1975, 1976), Nie (1976), Niemi (1976). Zum Problem der Anwendbarkeit des Konzepts der Parteiidentifikation für die Bundesrepublik soll stellvertretend für viele die Arbeit von Berger (1973) genannt werden.

<sup>16</sup> Bei Dinkels (1977 a: 93 - 101) Behandlung des sozialpsychologischen Ansatzes vermißt man die systematische Zuordnung ökonomischer Variabler zum issue-Bereich, obwohl er an anderer Stelle (34 f.) entsprechend argumentiert. Daß die Parteiidentifikation und die Positionen auf issues in einer Wechselbeziehung stehen ist sicher richtig, gilt aber für alle issues (Jackson 1975) und rechtfertigt nicht die Zuordnung ökonomischer issues zum Konzept der Parteiidentifikation.

vier Klassen von politischen issues, nämlich konsensuelle Zielvorgaben, konsensuelle staatliche Instrumente, umstrittene Zielvorgaben und umstrittene staatliche Instrumente. Wenn nun ökonomische Probleme als prototypische Valenzfragen eingestuft werden (Butler 1971: 469, ähnlich Kaase 1976 b: 3), dann gilt dies streng genommen nur für ganz globale makroökonomische Zielformulierungen wie Vollbeschäftigung, Preisstabilität, Wirtschaftswachstum oder Steuergerechtigkeit. Sowie man den Bereich der Instrumente zur Realisierung dieser Ziele betritt, herrschen normalerweise eher die umstrittenen „position issues“ vor, wie zum Beispiel in der Frage, ob man das von allen ersehnte Wirtschaftswachstum eher durch Steigerung der privaten oder der öffentlichen Nachfrage ansteuern solle. Wir können mithin festhalten, daß ökonomische Fragen dem Wähler vor allem in der Form konsensueller Globalziele und parteipolitisch umstrittener Implementierungsstrategien entgegentreten, wobei sein Informationsstand über die ersteren in der Regel erheblich höher ist als über die letzteren (Klingemann 1973: 229).

Für die Umsetzung der Stellung des Wählers auf bestimmten Sachfragen in seine Wahlentscheidung bedeutet dies, daß die in den ersten Studien Campbells und seiner Mitarbeiter (1954) in Anlehnung an das räumliche Modell der rationalen Wahlentscheidung entwickelte Vorstellung, der Wähler orientiere sich daran, ob die Partei, mit der er sich identifiziert, seinen eigenen Positionen in einer Reihe von für ihn relevanten Problemen hinreichend nahekomme, im wirtschaftlichen Bereich nur für die zweitrangigen Implementierungsstrategien zutreffen kann. Das heißt nicht, daß die zwischen Parteien, Politikern und Wählern unumstrittenen globalen ökonomischen Zielvorgaben für die Wahlentscheidung irrelevant sind. Allerdings läßt sich ihre Wirkungsweise in einem derartigen räumlichen Distanzmodell nicht darstellen. Vielmehr wirken sie über die Einschätzung durch die Wähler über die Fähigkeit der konkurrierenden Eliten zu ihrer Realisierung. Damit müssen die beiden Arten von ökonomischen issues auch bei der Operationalisierung im Fragebogen säuberlich auseinandergelassen werden. In einem Fall geht es um die Stellung des Wählers zu einem bestimmten Problem, im anderen Fall wird die den Parteien zugeschriebene „issue-Kompetenz“ (Klingemann 1973: 239 ff.) erfragt, also die Beurteilung des Wählers, wie gut einzelne Kandidaten oder Parteien ein bestimmtes, allgemein akzeptiertes Ziel verwirklichen werden. Ein guter Anhaltspunkt des Wählers für die „issue-Kompetenz“ einer Partei sind natürlich die Resultate ihrer Politik als Regierungspartei (Klingemann 1973: 231).

Eine zweite wichtige Klärung betrifft die Unterscheidung zwischen der objektiven und der subjektiven wirtschaftlichen Lage. Die vorhergehenden Argumente wurden formuliert für die objektive wirtschaft-

liche Situation, lassen sich jedoch prinzipiell sinngemäß vollständig übertragen auf den Einfluß der subjektiven wirtschaftlichen Lage und ihrer Einschätzung durch den Wähler auf sein Wahlverhalten. In der Praxis ist allerdings zu beachten, daß die Frageraster vorliegender Studien sehr grob angelegt sind und nur auf die Beurteilung der „eigenen wirtschaftlichen Lage“ und ihrer Veränderung und auf die Kompetenz der Parteien oder Kandidaten abzielen, sie zu verbessern (Roth 1973: 260 ff., Kaltefleiter 1973: 12 ff., Wides 1976, Kaase 1973: 159 - 161)<sup>17</sup>. Damit wird nur die völlig unumstrittene Zielvorgabe der allgemeinen individuellen Wohlfahrt angesprochen, alle spezifischeren ökonomischen issues bleiben auf der subjektiven Ebene ausgeblendet, was mit der Differenzierungsfähigkeit der Wähler begründet wird. Trotzdem ist die Auffassung häufig anzutreffen, daß die Einschätzung der subjektiven wirtschaftlichen Lage wahlrelevanter sei als die der objektiven Wirtschaftslage (Roth 1973: 259 f., Schnepf 1976: 62, Kaltefleiter 1966: 122 f., 1976 b, Tate 1974), vorausgesetzt natürlich, daß dem Staat Verantwortung für und Kontrolle über die individuelle wirtschaftliche Situation zugeschrieben wird (Kaase 1976: 7 - 10).

### 1.3.2. Der sozialstrukturelle Ansatz der Wahlforschung

Die Einbeziehung von subjektiven und objektiven ökonomischen Variablen in das sozialpsychologische Modell des Wählerverhaltens läßt sich ableiten aus der ursprünglichen Formulierung dieses Modells, die ohne Bezug auf bestimmte Typen von Sachfragen oder Ereignissen zustande gekommen ist, und kann insofern als theoriegeleitet betrachtet werden. Die theoretische Basis des umfrageorientierten sozialstrukturellen Ansatzes der Wahlforschung dagegen ist im Vergleich zu der des sozialpsychologischen Ansatzes nicht allzu eindrucksvoll (Pappi 1973: 191 - 193, Berger 1977: 229 - 231). Bereits Lazarsfeld (1944: Kapitel 15) hat die wichtigsten Argumente zusammengefaßt: Die Interessen und damit die politischen Präferenzen sozialer Gruppen tendieren zur Homogenität. Diese Tendenz wird verstärkt durch die Konzentration der Interaktionschancen und der tatsächlichen Kontakte des einzelnen auf Angehörige seines Milieus. Die mit der Gruppe konforme Wahlentscheidung ist also ein Indiz für die Integration des Individuums in sein Milieu, die abweichende Wahlentscheidung geht auf Zugehörigkeit zu verschiedenen Gruppen und Milieus mit gegensätzlichen Gruppeninteressen und -normen zurück („cross-pressures“).

---

<sup>17</sup> Eine gewisse Ausnahme stellt die jüngst erschienene Arbeit von Brody (1977: 340 - 343) dar, der versucht, aus den Antworten auf offene Fragen die Bestandteile der Wahrnehmung der eigenen wirtschaftlichen Lage etwas genauer aufzugliedern.

Ein häufig gegen diese theoretische Fundierung vorgebrachter Einwand lautet (Falter 1972: 553 f.), daß der sozialstrukturelle Hintergrund eines Wählers kausal viel zu weit vom konkreten Wahlakt entfernt sei, um auch für solche Wähler ausschlaggebend zu sein, die nicht unabänderlich die gleiche politische Präferenz zum Ausdruck bringen. Andererseits erfaßt das Konzept der *cross-pressures* nur eine zentrale *Voraussetzung* für einen Wechsel der Parteipräferenz, nicht aber die konkret auslösenden Faktoren, da ja auch sich überlappende Gruppenmitgliedschaften mit gegensätzlichen parteipolitischen Ladungen in der Regel nicht kurzfristig variieren. Selbst wenn wir uns mit der Erklärung langfristiger Parteiloyalitäten durch sozialstrukturelle Variablen zufrieden geben — wogegen einiges spricht (Campbell 1960: 36) — klafft also im sozialstrukturellen Erklärungsmodell auf der Individualebene eine beträchtliche Lücke.

Zwar wird der Kreis der potentiellen Wechselwähler aufgrund von sozialstrukturellen Variablen eingegrenzt, aber zur Erklärung eines tatsächlichen Wechsels der Parteipräferenz müssen kurz- und mittelfristig fluktuierende Variablen in das Modell einbezogen werden. Das sozialpsychologische Modell Campbells entspringt dieser Erkenntnis, führt allerdings mit der kurzfristig wirksamen Orientierung an Kandidaten und Sachfragen Variablen ein, die nicht ohne weiteres dem Bereich der Sozialstruktur zugerechnet werden können. Ein systematischer Versuch der Weiterentwicklung des sozialstrukturellen Modells durch Einbeziehung zumindest mittelfristig variierender Größen aus dem weiteren Bereich der Sozialstruktur ist bislang nicht bekannt geworden. Diesem Mangel kann und soll hier nicht abgeholfen werden, aber der Autor möchte sich Kirchgässner (1976: 4 f.) völlig anschließen in der Vermutung, daß ökonomische Variablen sowohl auf der Individual- wie auf der Aggregatebene diese Lücke am ehesten ausfüllen könnten. Auf der individuellen Ebene wäre dabei zu denken an Variablen wie Einkommen, Einkommensentwicklung, Steuerlast, Arbeitslosigkeit, Hausbesitz etc., auf der Aggregatebene an die üblichen makroökonomischen Konjunkturindikatoren.

<sup>7</sup> Entsprechend diesem theoretischen Defizit spielen in der auf Umfragematerial aufgebauten sozialstrukturellen Wahlforschung ökonomische Variablen, die ein Korrelat auf der makroökonomischen Ebene haben, kaum eine Rolle. Sofern sie doch behandelt werden, geschieht dies exploratorisch-deskriptiv, wie zum Beispiel in Lazarsfelds (1944: 17 - 21) klassischer Untersuchung des Effekts des sozioökonomischen Status oder in Butlers (1971: 98 - 100) Fragestellung, inwiefern eine Kausalkette vom Beruf des Befragten über das Einkommen zur subjektiven Schichtzugehörigkeit und von dort zur Wahlentscheidung läuft.

Die bevorzugten Erklärungsvariablen von Umfragestudien zur sozialstrukturellen Verankerung des Wahlverhaltens haben keinen Bezug zur makroökonomischen Gesamtlage: Soziale Schichtung (Pappi 1973), Beruf (Klingemann 1969: Kapitel 5), Bildung (Falter 1973), Alter (Blankenburg 1976: 118 - 128), Geschlecht (Liepelt 1973), Konfession (Blankenburg 1967: bes. 46 - 54), Gewerkschaftsmitgliedschaft (Kaltefleiter 1973: 159 ff.), Urbanisierung (Kaltefleiter 1973: 144 ff.), regionale Faktoren (Kaase 1973: 165 f.). Die einzige Ausnahme stellt das Einkommen des Befragten dar, das vereinzelt als Filtervariable für parteipolitische Präferenzen herangezogen wird. Ob der Interviewpartner zum Beispiel arbeitslos ist oder nicht, wird andererseits in der Regel gar nicht ermittelt, und selbst wenn diese Information erhoben wird, erlauben die niedrigen Fallzahlen bei durchschnittlichen Stichprobengrößen keine Untersuchung des Wahlverhaltens von Arbeitslosen<sup>18</sup>.

Fehlanzeige muß ebenfalls erstattet werden bezüglich einer theoretischen Verankerung von ökonomischen Variablen in der Analyse des Zusammenhangs von Sozialstruktur und Wahlergebnissen auf Aggregatenebene. Man kann hier einfach konstatieren, daß es eine „Theorie“ dieses Zusammenhangs für die Ebene größerer sozialer Einheiten noch viel weniger als auf der individuellen Ebene gibt. Troitzsch (1976: 16 - 18) stellt fest, daß es aus einer reinen Analyse von sozialstrukturellen Variablen nicht möglich sei, „bis zu jenem Prozeß vorzudringen, vermittels dessen die individuelle Zugehörigkeit zu einer sozialen Schicht in eine Wahlentscheidung umgesetzt wird“. Deshalb spricht er auch nur von einer „generellen Hypothese über die soziale Determination des Wählerverhaltens“ ohne Einbettung in ein umfassenderes Theoriegebäude. Entsprechend warten sozialstrukturelle Wahlanalysen auf der Aggregatenebene in der Regel nur mit detaillierter Deskription von Zusammenhängen und mit empirischen Generalisierungen auf. Die Auswahl der unabhängigen Variablen erfolgt nicht theoriegeleitet, sondern geht von der Verfügbarkeit von Datensätzen aus. Wegen der sowohl nach Einheiten wie auch nach Zeitpunkten unterschiedlichen Erhebung von kontinuierlicher Wirtschaftsstatistik und Sozialstrukturstatistik, die vor allem auf periodischen Volkszählungen beruht, bleiben ökonomische Variablen meist ausgeklammert. So nennt Setzer (1974: 76), der in seine aggregatstatistische Studie der Unterhauswahlen in England und Wales unter vielen anderen Variablen auch die Arbeitslosigkeit einbezieht, diese wichtige Größe unter den zur Untersuchung des Wahlverhaltens in England bislang am seltensten herangezogenen.

---

<sup>18</sup> Erforderlich wären dazu Umfragen unter Arbeitslosen, die aber wegen der unzureichenden Erfassung dieses Personenkreises in vielen Ländern gar nicht möglich sind. Überdies stellt sich bei derlei Unterfangen — zumindest in der Bundesrepublik — das Problem des Datenschutzes in den Weg.

Die säuberliche Trennung der Datensätze zeigt sich auch daran, daß die bislang vorliegenden und für unser Problem besonders wichtigen Aggregatanalysen zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlresultaten sich ihrerseits in der Regel umgekehrt auf die ökonomischen Variablen beschränken und die klassischen Sozialstrukturvariablen (Troitzsch 1976: Anhang) ausklammern. Da es sich dabei um rein empirische Arbeiten ohne in diesem Zusammenhang relevanten theoretischen Anspruch handelt, kommen wir darauf erst weiter unten bei der Darstellung früherer Forschungsergebnisse zurück (2.3.2.). An dieser Stelle soll nur unterstrichen werden, daß die Abschottung der klassischen Sozialstrukturmerkmale gegen die ökonomischen Variablen und umgekehrt im Rahmen der ohnehin weitgehend atheoretischen aggregatdatenorientierten Wahlforschung keinen Sinn macht. Eine Kombination beider Variablenarten in adäquaten Untersuchungseinheiten würde die Auswahl der unabhängigen Variablen zwar nicht „theoretischer“, wohl aber umfassender und weniger zufällig machen. Es ist dies ein wichtiges Desiderat der Aggregatanalyse in der Wahlforschung. Ganz am Rande dieser Arbeit sollte es auch möglich sein, den Vorteil einer teilweisen Einlösung dieses Desiderats zu demonstrieren.

#### **1.4. Zusammenfassung: Zur Notwendigkeit empirischer Evidenz**

Auf den vorangehenden Seiten wurde versucht, die Bedeutung der kleinen und oftmals für selbstverständlich gehaltenen Annahme eines Zusammenhangs von Wirtschaftslage und Wahlverhalten für Wahlforschung und politische Ökonomie aufzuzeigen. Die ökonomische Theorie der Politik benötigt diese Annahme in ihren Modellen der rationalen Wählerentscheidung und der stimmenmaximierenden Politik. Die Kombination der beiden führt zu einem Kreislaufmodell, das beansprucht, sowohl Regierungsverhalten wie Wirtschaftsabläufe besser zu erklären als solche Modelle, die ohne Berücksichtigung des Wählerverhaltens auskommen wollen. Die Neue Linke benötigt diese Annahme zur Ableitung ihrer These vom Autonomieverlust des Staates. In der sozialpsychologischen Wahlforschung ist die Notwendigkeit der Untersuchung sowohl der subjektiven wie der objektiven Wirtschaftslage erkannt worden, die Integration ökonomischer Erklärungsvariablen in die sozialstrukturelle Wahlforschung steht noch aus. In keinem dieser Bereiche kann an den vorliegenden empirischen Erkenntnissen zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnissen vorbeigegangen werden. Ihnen wenden wir uns jetzt zu.

## **2. Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen als Objekt empirischer Forschung**

### **2.1. Vorbemerkung: Zur Systematik**

In den vorhergehenden Abschnitten ist darauf hingewiesen worden, daß der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten sowohl mittels aus Umfragen gewonnenen Individualdaten wie auch mittels Aggregatdaten verschiedener Aggregationsebenen untersucht werden kann. Hier sollen beide Arten von Forschungsergebnissen präsentiert werden. Zur weiteren Differenzierung ist hervorzuheben, daß bei beiden Arten von Daten die abhängigen Variablen operationalisiert werden können über die Popularität der Regierung, der Opposition und bestimmter Parteien oder über tatsächliches Wahlverhalten und tatsächliche Wahlresultate. Unabhängig vom Datentyp wird durch die Entscheidung für eine bestimmte Operationalisierung ein Validitäts- und Reliabilitätsproblem aufgeworfen, das sich mit besonderer Schärfe jedoch für Aggregatdatenanalysen stellt. Nach einer knappen Darstellung von Befunden auf der Individualebene wird deshalb auf die Problematik aggregierter Popularitäts- und Wahlabsichtsdaten eingegangen, bevor mit Hilfe derartiger Daten erarbeitete Forschungsergebnisse berichtet werden. Abschließend kommen dann Aggregatanalysen tatsächlicher Wahlresultate zur Sprache, die vom Datentyp her den in dieser Arbeit beabsichtigten empirischen Analysen am ehesten entsprechen.

### **2.2. Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Individualebene**

Herauszufinden, welche Probleme die Menschen bewegen, gehört zum alltäglichen Geschäft der Umfrageforschung. Die regelmäßigen Publikationen der einschlägigen Institute (z. B. Noelle-Neumann 1977) sind deshalb Fundgruben für Informationen über den Stellenwert einzelner Probleme natürlich auch aus dem Bereich der Wirtschaft in der öffentlichen Meinung. Die Wahlforschung greift gern auf derartige Bestandsaufnahmen über die Bedeutung verschiedener issues für die Bevölkerung zurück (Berelson 1954: 186 ff., Kaltefleiter 1973: 77 - 97, Nie 1976: 99 - 109) und zwar besonders dann, wenn sie die längszeitliche Entwicklung der Einstellungen zu bestimmten Problembereichen widerspie-

geln (Cantril 1971, Schnepf 1976). An dieser Stelle interessieren uns jedoch derlei zusammengefaßte Bestandsaufnahmen zur Rolle wirtschaftlicher Fragen in der öffentlichen Meinung nur am Rande.

Hier geht es vielmehr um die sehr viel selteneren Studien, welche nach wirtschaftlichen Situationen, nach ihrer Wahrnehmung und Beurteilung nicht nur zur Ermittlung des augenblicklichen Meinungsklimas fragen, sondern diese Antworten des einzelnen Befragten in Beziehung setzen zu seinen politischen Präferenzen. Diese können operationalisiert werden über allgemeine Zustimmung zu oder Sympathie mit der Regierung und bestimmten Parteien oder ganz direkt über die Absicht, eine bestimmte Partei zu wählen oder die Aussage, für eine bestimmte Partei abgestimmt zu haben. Derlei Auskünfte in einem Interview sind natürlich nicht identisch mit dem Ausfüllen des Stimmzettels selbst, so daß auch bei der direkten Frage nach der Wahlabsicht oder nach vergangenem tatsächlichem Wahlverhalten vollständige Zuverlässigkeit der Antworten nicht angenommen werden kann. Die vorliegenden Daten über bisherige Wahlen in der Bundesrepublik zeigen vielmehr, daß die Verteilungen der Wahlabsichten wie auch der Erinnerungen an vergangenes Wahlverhalten bisweilen weit stärker von den tatsächlichen Wahlergebnissen abweichen als dies allein durch den Stichprobenfehler möglich wäre (Kaase 1973: 146, Eltermann 1974: 124). Das bedeutet, daß ein Teil der Befragten systematisch falsch auf die Frage geantwortet haben muß, welcher Partei sie ihre Stimme geben wollen oder gegeben haben<sup>19</sup>.

Soll aus derartigen Umfragen das zukünftige Wahlverhalten prognostiziert werden, dann kommt es nur auf die Stimmenanteile der einzelnen Parteien in der gesamten Stichprobe an, und man kann sich mit mehr oder weniger gewagten Annahmen über den Anteil und die Richtung der falschen Antworten behelfen. Bei der Frage nach dem Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten zählt aber das Abstimmungsverhalten jedes einzelnen Befragten, und es ist so gut wie unmöglich, für einen bestimmten Interviewten schlüssig eine falsche Antwort nachzuweisen. Dieser systematische Fehler wäre im Kontext dieser Fragestellung gerade noch zu verschmerzen, wenn man annehmen könnte, daß die Wahrscheinlichkeit seines Auftretens bei einem bestimmten Befragten unabhängig von seiner Wahrnehmung der Wirtschaftslage ist. Diese Annahme erscheint aber mehr als fragwürdig, denn daß sich falsche Antworten auf die Frage nach der Parteipräferenz bei Anhängern bestimmter Parteien häufen ist — zum Beispiel für die Bundestagswahl 1972 (Noelle-Neumann 1974) — erwiesen, daß die

---

<sup>19</sup> Einen Versuch, dieses Faktum sozialpsychologisch zu erklären, hat unter anderen Noelle-Neumann (1976) unternommen.



Wahrnehmung der Wirtschaftslage mit der Parteipräferenz in Beziehung steht, ist die Ausgangshypothese. Mithin korreliert ein Meßfehler der abhängigen Variablen „Parteipräferenz“ mit der unabhängigen Variablen „Wahrnehmung der Wirtschaftslage“. Wenn sich also, wie im Fall der Bundestagswahl 1972, falsche Angaben über die Parteipräferenz häufen, dann erschwert das die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Individualebene ganz beträchtlich<sup>20</sup>.

Auf der Seite der unabhängigen Variablen können Wahrnehmungen, Einschätzungen und Erwartungen sowohl bezüglich der eigenen wirtschaftlichen Lage der Befragten wie auch der gesamtwirtschaftlichen Lage erfaßt werden. Der Logik der Umfrageforschung entspricht die Erwartung, daß Meßwerte zur subjektiven wirtschaftlichen Lage sich als Prädiktoren der Parteipräferenz besser eignen sollten als solche zur Beurteilung der Gesamtlage der Volkswirtschaft (Tate 1974, McCracken 1973: 168 f.). Beide Arten von Daten können jedoch Meßfehler von beachtlichem Ausmaß enthalten. Wenn man mit offenen Fragen nach den Komponenten der Beurteilung der eigenen oder der gesamten wirtschaftlichen Lage fragt (Brody 1977: 340 - 343) oder ein breites Spektrum derartiger Komponenten vorgibt (Kaltefleiter 1973: 86 - 91), dann erhält man eine weite Streuung der von den Befragten in den Vordergrund gestellten Kriterien, die von allgemeiner Zukunftsangst über Vollbeschäftigung, Preisstabilität, Wirtschaftswachstum, Einkommen und Steuerfragen bis hin zur Sicherung der Renten reichen. Reduziert man die Befragung jedoch ganz allgemein auf die Beurteilung der „wirtschaftlichen Lage“ (z. B. Roth 1973: 260 f.), dann ist es unausweichlich, daß verschiedene Befragte je nach dem Grad ihrer Betroffenheit und ihrer Information über die Problemlage verschiedene dieser Dimensionen bevorzugt in ihre Antwort einfließen lassen, womit die der Skala zugrunde liegende Annahme eines für alle Befragten einheitlichen Kontinuums verletzt ist. Dies gilt nicht nur für Querschnittstudien, sondern ebenso für wiederholte Befragungen derselben Stichprobe, weil einzelne Interviewpartner bei verschiedenen Wellen der panel-Befragung sich aufgrund zwischenzeitlicher persönlicher Erfahrungen oder makroökonomischer Entwicklungen an verschiedenen Kriterien zur Beurteilung der eigenen oder der gesamten wirtschaftlichen Lage orientieren<sup>21</sup>.

---

<sup>20</sup> Systematisch falsche Angaben bestimmter Personenkreise auf Wahlabsichts- oder Rückerinnerungsfragen sind keineswegs die einzige, wohl aber die spektakulärste Fehlerquelle auf der Seite der abhängigen Variablen bei Umfragestudien zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten. Gibowski (1973) beispielsweise weist nach, daß die Antwort auf die Wahlabsichtsfrage abhängt von ihrer Plazierung im Fragebogen.

Der entstehende Meßfehler läßt sich nur vermeiden, wenn die globale Frage nach der allgemeinen Beurteilung der wirtschaftlichen Lage ersetzt oder ergänzt wird durch Fragen nach der Einschätzung von Arbeitslosigkeit, Preissteigerung, Rentensicherung etc. als persönlichen und als allgemeinen Problemen und nach der Erwartung über die weitere Entwicklung dieser Probleme. In der Praxis ist eine derartige Differenzierung der Fragestellung bislang nicht erfolgt<sup>22</sup>.

Vor der Darstellung einzelner Forschungsergebnisse muß mithin festgehalten werden, daß sich Umfragestudien zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Individualebene der Möglichkeit gravierender Meßfehler sowohl bei den abhängigen wie auch bei den unabhängigen Variablen gegenübersehen<sup>23</sup>. Leider ist dieses Risiko in den vorliegenden Arbeiten bislang kaum berücksichtigt worden, so daß die meisten Ergebnisse streng genommen nur unter der Annahme annähernd fehlerfreier Messung gelten.

Für die Vereinigten Staaten liegen inzwischen zwei Aufsätze vor, in denen der Zusammenhang zwischen der Wahrnehmung von ökonomischen Variablen und der politischen Präferenz einzelner Wähler untersucht wird. Fiorina (1975) verwendet die Wahlumfragen des Survey Research Center der University of Michigan in Ann Arbor für die Präsidentschafts- und Kongreßwahlen der Jahre 1952 bis 1970. Er stellt fest, daß während des Untersuchungszeitraums der Anteil der Befragten ständig abgenommen hat, der die Auffassung vertritt, die Wirtschaftslage nach der Wahl hänge auch vom Wahlsieg der einen oder der anderen Partei ab. Unter den Anhängern dieser Auffassung allerdings gilt auch bei statistischer Kontrolle der Parteiidentifikation, daß Stimmabgabe für einen bestimmten Präsidentschaftskandidaten umso häufiger berichtet wird je stärker von seiner Partei eine bessere allgemeine (economic conditions) und persönliche (financial situation) wirtschaftliche Lage erwartet wird. Was die tatsächliche Entwicklung der subjektiven wirtschaftlichen Lage in den Jahren vor der Wahl angeht, stellt Fiorina fest, daß eine Stimmabgabe für den amtierenden Präsi-

<sup>21</sup> Cf. hierzu die Kritik Achens (1975) an dem in am sozialpsychologischen Ansatz Campbells ausgerichteten Studien öfters berichteten Befund beträchtlicher Inkonsistenzen der Sachfragen-Orientierung einzelner Wähler bei wiederholter Befragung. Achen zeigt, daß diese Inkonsistenzen nicht nur auf die „Irrationalität“ von ihre Meinung rasch ändernden Wählern, sondern ebenso auf die durch vage und globale Fragen und Antwortkategorien produzierten Meßfehler zurückgeführt werden können.

<sup>22</sup> Umfragematerial zur Bedeutung einzelner Aspekte der ökonomischen Gesamtlage existiert in Hülle und Fülle. Dieses Material wird jedoch nicht auf der Individualebene mit der Wahrscheinlichkeit bestimmter Parteipräferenzen in Beziehung gesetzt (Noelle-Neumann 1977: 193 - 197).

<sup>23</sup> Zum Effekt von Meßfehlern in Umfragedaten auf die Stabilität ermittelter Zusammenhänge cf. Asher (1975: 477 - 484).

denten am seltensten berichtet wird von solchen Befragten, die eine Verschlechterung ihrer persönlichen wirtschaftlichen Lage angeben, am häufigsten dagegen von denjenigen, deren ökonomische Situation sich nach eigenem Bekunden verbessert hat. Bei mit Präsidentschaftswahlen zusammenfallenden Kongreßwahlen (on-year elections) ist der Zusammenhang mit der berichteten Stimmabgabe für einen Kandidaten der Partei des amtierenden Präsidenten deutlich schwächer, geht aber zumindest bis 1960 in die gleiche Richtung. Bei den übrigen Kongreßwahlen (midterm oder off-year elections) ist keine entsprechende Beziehung festzustellen. Seine Antwort auf die Frage nach der Existenz eines Zusammenhangs zwischen der Einschätzung der Wirtschaftslage und individuellem Wahlverhalten faßt Fiorina (1975: 31 f.) folgendermaßen zusammen: „For some elections at some times“ und: „... this attempt to describe the individual basis of the aggregate level relationships investigated by the econometric studies (gemeint ist vor allem Kramer (1971), H. R.) ends in ambiguity.“

Einfacher angelegt ist die Arbeit von Wides (1976), der sich auf die Präsidentschaftswahlen der Jahre 1964 bis 1972 und auf die Perzeption der eigenen wirtschaftlichen Lage beschränkt. Er kombiniert die berichtete Veränderung der finanziellen Situation im Jahr vor der Wahl mit der erwarteten Veränderung im folgenden Jahr zu einem Index des „self-perceived economic change“, der als unabhängige Variable fungiert. Als abhängige Variablen verwendet Wides Parteiidentifikation, berichtete Stimmabgabe und Sympathie gegenüber den Präsidentschaftskandidaten. Sein Befund für die drei von ihm untersuchten Wahlen lautet, daß in allen drei abhängigen Variablen die Abwendung von der Partei und der Person des amtierenden Präsidenten umso deutlicher wird, je schwächer die perzipierte Verbesserung, je stärker die perzipierte Verschlechterung der eigenen wirtschaftlichen Lage. Diese Beziehungen bleiben im großen und ganzen bestehen, wenn die Schichtzugehörigkeit und das Einkommen der Befragten konstant gehalten werden.

Butler (1971: 481 - 490) und Stokes haben sich in ihrer umfangreichen Studie des Wahlverhaltens in Großbritannien in der Mitte der 60er Jahre ebenfalls mit den Perzeptionen der individuellen ökonomischen Situation befaßt. Sie unterteilen die Befragten danach in drei Gruppen, ob sich ihre ökonomische Lage nach eigener Einschätzung im Jahr vor den Unterhauswahlen von 1964 verbessert oder verschlechtert hat oder gleich geblieben ist, und sie ermitteln aus den Angaben über das Abstimmungsverhalten von 1959 und 1964, wie sich die Unterstützung für Labour und die Konservativen innerhalb der drei Gruppen verschoben hat. Besonders interessant ist ihr Ergebnis, daß die Konservativen als

Regierungspartei in derjenigen Gruppe der Interviewten, die sich als „better off now“ bezeichnen, einen Stimmenzuwachs von sieben Prozent aufweisen, während sie insgesamt 1964 deutliche Verluste gegenüber 1959 verbuchen. Bei der Unterhauswahl von 1966 andererseits gewinnt die jetzt regierende Labour Party gegenüber 1964 nochmals deutlich Stimmen hinzu, nicht jedoch unter denjenigen Mitgliedern der Stichprobe, die ihre ökonomische Situation unter der konservativen Regierung im Jahr vor der Wahl 1964 sich verbessern sahen, aber für den Zeitraum 1965 bis 1966, also unter der Labour-Regierung, eine Verschlechterung melden. Kontrolle der subjektiven Schichtzugehörigkeit ändert nichts an diesen Beobachtungen. Ebenso wie die Resultate von Fiorina und Wides lassen sich diese Befunde als Evidenz für ein „reward-punishment“-Modell (Butler 1971: 471 - 474) der Reaktion des einzelnen Wählers auf perzipierte Veränderungen seiner individuellen ökonomischen Situation betrachten: Als verantwortlich für diese Veränderungen wird unter anderem die Regierung angesehen, für Verbesserung wird sie belohnt, für Verschlechterung bestraft.

Für die Bundesrepublik gibt es kaum Umfragestudien, die sich explizit mit der Abhängigkeit der Wahlentscheidung von der Perception ökonomischer Zustände befassen. Auf die Bedeutung ökonomischer issues wird zwar oft verwiesen und es wird auch dargelegt, inwiefern sich die Prioritätenlisten bezüglich gesamtwirtschaftlicher Probleme zwischen Anhängern verschiedener Parteien unterscheiden. So steht beispielsweise fest, daß für CDU-Anhänger Inflation im Vergleich zur Arbeitslosigkeit ein wichtigeres Problem darstellt als für Parteigänger der SPD (Falter 1973: 145 f., Kaltefleiter 1976 b: 18). Dabei wird aber die Richtung der unterstellten Kausalität gegenüber unserer Fragestellung genau umgekehrt: Nicht ökonomische Wahrnehmungen und Erwartungen beeinflussen die Parteipräferenz, sondern die Parteipräferenz entscheidet neben anderen Faktoren darüber, wie die gegenwärtige und zukünftige Wirtschaftsentwicklung beurteilt werden (Kaase: 1973: 159 - 161, Kaltefleiter 1976 b: 19 f., Schnepf 1976: 63 f.). Die Prinzipien der Datensammlung sind identisch, von der Problemstellung Butlers, Fiorinas und Wides' aus gesehen wird aber anhand der falschen Randverteilung interpretiert. Diese Autoren würden danach fragen, wie sich Parteipräferenzen innerhalb einzelner Gruppen von Wählern verteilen, die gleichartige Perceptionen zu ökonomischen Fragen artikulieren.

Die meines Wissens bisher einzigen Untersuchungen speziell zur Abhängigkeit des individuellen Wählerverhaltens von ökonomischen Variablen in der Bundesrepublik hat Roth (1973, 1977) vorgelegt. Seine Daten stammen aus panel-Befragungen, die anlässlich der Bundestags-

wahlen 1972 und 1976 durchgeführt wurden. Unter anderem wurden die Interviewpartner 1972 auch befragt nach ihrer Beurteilung der gegenwärtigen wirtschaftlichen Lage in der Bundesrepublik und ihrer persönlichen wirtschaftlichen Situation sowie nach ihrer Erwartung über die allgemeine Wirtschaftslage in einem Jahr. Mit gewissen Verschiebungen im Zeitverlauf ergab sich, daß in allen drei Befragungswellen die eigene wirtschaftliche Lage am günstigsten, die zukünftige wirtschaftliche Lage der Bundesrepublik am schlechtesten beurteilt wurde. Anstatt nun die Antworten auf diese drei Fragen unmittelbar mit der durch Wahlabsicht und Rückerinnerung gemessenen Parteipräferenz in Beziehung zu setzen, versucht Roth, sich einen genaueren Überblick über die Validität der verwandten Meßkonzepte zu verschaffen.

Ausgangspunkt dafür ist die Beobachtung, daß Antworten auf die beiden Fragen nach der allgemeinen Wirtschaftslage häufig verweigert werden — bzw. mit „weiß nicht“ geantwortet wird — und daß ferner Koalitions- und Oppositionsanhänger, die auf diese Frage antworten, systematische Unterschiede in ihren Einschätzungen und Erwartungen aufweisen. Andererseits kommen Verweigerungen bei der Frage nach der persönlichen wirtschaftlichen Lage kaum vor, und die Anhänger der verschiedenen Parteien stehen sich mit ihren Einschätzungen recht nahe. Daraus zieht Roth den Schluß, daß die Frage nach der eigenen wirtschaftlichen Lage auf einen persönlichen Erfahrungsbereich abzielt, zu dem sich praktisch alle Befragten von sich aus äußern können. Zur Beurteilung der heutigen und zukünftigen Wirtschaftslage jedoch existieren persönliche Erfahrungen und Erkenntnisse in der Regel nicht, so daß die Interviewpartner die Antwort verweigern oder sich bei ihren Aussagen auf Informationsquellen stützen, denen sie vertrauen. Eine besondere Rolle als Bezugsgruppen spielen dabei die durch permanente wirtschaftspolitische Auseinandersetzungen profilierten Parteien, so daß „... die Richtung der Beeinflussung nicht, wie angenommen, von der Perzeption der ökonomischen Lage auf die Wahlentscheidung geht, sondern eher die Parteinähe das Urteil über die allgemeine und zukünftige wirtschaftliche Situation bestimmt. Anders ausgedrückt, die Indikatoren messen eher die veröffentlichte Meinung der Parteien zu den angeschnittenen Fragen als die Meinung der Bevölkerung zur wirtschaftlichen Situation“ (Roth 1973: 266). Anstatt mit empirischen Befunden zum Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten wartet Roth also mit der Erkenntnis auf, daß es um die Validität der von ihm verwandten Indikatoren nicht gut bestellt ist.

Die geringen Unterschiede zwischen den Anhängern der verschiedenen Parteien in ihrer Einschätzung der gegenwärtigen eigenen wirtschaft-

lichen Lage hingegen lassen sich auf Drittvariablen wie Bildung, Einkommen und Interesse an Politik zurückführen, so daß „davon ausgegangen werden (kann), daß die Parteinähe keinen Einfluß auf die Einschätzung der gegenwärtigen eigenen wirtschaftlichen Lage hat und die Frage nur die aktuelle Prosperität mißt“ (Roth 1973: 269). Man könnte nun vermuten, daß diese Einschätzung der eigenen aktuellen Prosperität sich als Prädiktor des Wahlverhaltens besser eignet als die der ökonomischen Gesamtlage. Diesem Problem geht Roth nicht auf befriedigende Art und Weise nach. Vielmehr konstatiert er, daß die Hälfte der Befragten für die eigene finanzielle Lage keine Konsequenzen der Regierungszusammensetzung sieht, daß zwei Drittel der restlichen Interviewten starke Parteigänger sind und daß damit der fragliche Zusammenhang nur bei höchstens einem Sechstel der Stichprobe untersucht werden könnte, das vorwiegend aus Nichtwählern besteht. Hier geht Roth zu weit, denn nach seinen eigenen Befunden wirkt sich starke Parteibindung nur auf die Einschätzung der objektiven, nicht aber der subjektiven wirtschaftlichen Lage aus. Damit stehen aber alle Befragten für eine derartige Analyse zur Verfügung, die Konsequenzen der parteipolitischen Besetzung der Regierung für ihre finanzielle Situation sehen.

Ein weiterer Punkt der Kritik betrifft die von Roth verwandten Daten. Während die Frageformulierungen der von Butler, Wides und Fiorina verwandten Datensätze auf die Dynamik ökonomischer Wahrnehmungen und Erwartungen abzielen, verfügt Roth nur über Informationen darüber, ob die eigene Situation als „gut“, „schlecht“ etc. empfunden wird. Daß er keine Effekte dieser Wahrnehmungen auf das Wahlverhalten findet, mag auch auf die unzulängliche Frageformulierung zurückgehen. Festzuhalten ist jedoch, daß Roths Studie eindrucksvoll die in der deutschen Wahlforschung geübte Praxis abstützt, die Wahrnehmung der ökonomischen Lage als Produkt, nicht als Determinante der Parteipräferenz aufzufassen. Dem steht die Praxis der Angelsachsen gegenüber, die gewöhnlich einen rekursiven Zusammenhang in umgekehrter Richtung unterstellen. Die Wahrheit könnte sehr wohl in einer Kombination beider Perspektiven liegen, so daß künftige Studien sich dem Problem der Gewichtung der beiden gegenläufigen Kausalströme zu widmen hätten. Auf den ersten Blick vielversprechend erscheint in diesem Zusammenhang die Entwicklung komplexer Kausalmodelle, in denen das Globalkonzept der „wirtschaftlichen Lage“ weiter differenziert würde und in denen die Beurteilung der objektiven Situation und der Problemlösungskompetenz der Parteien durch die Parteipräferenz bestimmt würde, die Beurteilung der objektiven Situation die Einschätzung der subjektiven Lage beeinflusste, die dann

zusammen mit der den Parteien zugeschriebenen Problemlösungskompetenz wieder auf die Parteipräferenz zurückwirkte.

Unbefriedigend ist auch nach Roths Aufsatz die aus Umfragen für die Bundesrepublik vorliegende Evidenz für die Wirkungsweise von Einschätzungen und Erwartungen zur eigenen ökonomischen Situation. Für Großbritannien und die Vereinigten Staaten liegen immerhin vereinzelte Ergebnisse vor, nach denen die Regierung für Verbesserungen bzw. Verschlechterungen der subjektiven wirtschaftlichen Lage belohnt bzw. bestraft wird. Entsprechende, möglichst auch longitudinale Untersuchungen für die Bundesrepublik stehen noch aus.

Die Wirkung von Meßfehlern in abhängigen und unabhängigen Variablen auf die Ergebnisse von Umfragestudien zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten ist noch nirgends untersucht, und ebensowenig haben Versuche stattgefunden, globale Fragen nach „der wirtschaftlichen Lage“ weiter zu differenzieren und nach einzelnen Aspekten der gesamten ökonomischen Situation in der Perzeption als gesamtgesellschaftliche und persönliche Probleme zu fragen. Die Umfrageforschung steht mithin erst am Anfang des Unterfangens, einen Beitrag zur Aufhellung des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf der Individualebene zu leisten.

### **2.3. Der Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten auf Aggregatebene**

#### **2.3.1. Untersuchungen mittels aggregierter Umfragedaten**

##### *2.3.1.1. Zur Problematik aggregierter Popularitäts- und Wahlabsichtsdaten*

Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen der Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in Aggregateinheiten verschiedener Ebenen müssen grundsätzlich danach in zwei Gruppen geschieden werden, ob die abhängigen Variablen über Umfrageergebnisse oder tatsächliche Wahlergebnisse operationalisiert werden. Die Gründe für die Verwendung von Umfragedaten liegen auf der Hand: Wahlen fallen in mehrjährigen Intervallen an, Erhebungen über die Popularität der Regierung, politischer Parteien und Persönlichkeiten und über die Verteilung von Wahlabsichten im Elektorat dagegen sind prinzipiell beliebig möglich. In einer Reihe von Demokratien werden derartige Daten routinemäßig in regelmäßigen — etwa monatlichen — Abständen von kommerziellen Meinungsforschungsinstituten erhoben und zugänglich gemacht. Da eine Reihe zentraler ökonomischer Indikatoren ebenfalls in kurzen, meist monatlichen Intervallen publiziert wird, bietet es sich an, beide

Arten von Daten zueinander in Beziehung zu setzen. Einschränkend muß allerdings gesagt werden, daß derartige monatliche Zeitreihen von Popularitäts- und Wahlabsichtsdaten in der Regel nur für die gesamtstaatliche Ebene und nur für die letzten Jahrzehnte vorliegen, so daß historische und regional differenzierte Studien unmöglich sind.

Die Annäherung hypothetischer Wahlergebnisse durch die Resultate von Umfragen ist naheliegend und bequem aber unter methodischen Gesichtspunkten kritisierbar (Hoschka 1975: 505 - 509). Dinkel (1977 a: 113 - 118, 129 - 131) führt eine ganze Reihe von Kritikpunkten an, die erhebliche Zweifel an dieser Näherung begründen. Ganz trivial gilt, daß Umfragen keine Wahlen sind. Der Interviewpartner vollzieht während des Interviews keine Stimmabgabe — auch wenn einzelne Befragungstechniken die Wahlsituation möglichst lebensnah nachzuahmen trachten — sondern er äußert eine Einstellung. Diese Einstellung wird dann gleichgesetzt mit hypothetischem tatsächlichem Verhalten, obwohl die Diskrepanz zwischen Attitüden und Verhalten ein Standardthema der sozialpsychologischen Literatur ist (Heinrich 1974, Albrecht 1976).

Die Problematik dieser Gleichsetzung von Wahlabsicht und Wahlverhalten ist wohl bekannt. Der Bekundung einer Wahlabsicht fehlt der Ernst einer tatsächlichen Stimmabgabe. Es fällt deshalb leichter, für eine radikale Partei zu „stimmen“, der Partei untreu zu werden, die man ein Leben lang gewählt hat, oder sich „der Wahl zu enthalten“. Je weiter tatsächliche Wahltermine entfernt liegen, desto weniger wird der Befragte sich in die Bedeutung einer echten Wahlsituation versetzen und desto weniger wird eine festgehaltene Wahlabsicht seinem hypothetischen Wahlverhalten entsprechen (Goodhart 1970: 47 f.). Besonders gilt das für mäßig engagierte Regierungswähler, die haben, was sie wollen — nämlich die von ihnen bevorzugte parteipolitische Zusammensetzung der Regierung — und es sich darum leisten können, ihre Opposition gegen einzelne Maßnahmen dieser Regierung in ihre verbal geäußerte Wahlabsicht einfließen zu lassen.

Wie ungenau die Näherung von hypothetischem Wahlverhalten durch die Wahlabsicht sein kann, zeigt sich an den drastischen Sprüngen in der Verteilung der Wahlabsichten, die oftmals spektakulären außen- oder innenpolitischen Ereignissen folgen und die realiter nur spontane Fluktuationen in der diffusen Unterstützung für die Regierung ohne unmittelbaren Bezug zum Wahlverhalten widerspiegeln. Es zeigt sich ferner an der zum Teil geringen Qualität von auf Wahlabsichten aufgebauten Wahlprognosen (Furmaniak 1975: 570 - 573) und an den Diskrepanzen zwischen aus verschiedenen Stichproben unabhängig voneinander erhobenen Wahlabsichts- und Popularitätsdaten (Goodhart



1970: 52 - 57). Die Antwort auf die Wahlabsichtsfrage hängt ab von ihrer Platzierung im Verlauf des Interviews (Gibowski 1973), und die exakte Formulierung der Frage beeinflusst die Resultate (Clark 1943: Anhang 2). Durant (1965: 3 f.) etwa führt aus, daß die Zahl der unentschiedenen wie auch der prospektiven liberalen Wähler zurückging, wenn bei Umfragen in Großbritannien in den 60er Jahren die Wahlabsichtsfrage durch die Voraussetzung ergängt wurde, daß diese hypothetische Wahl zwischen Wilson und Heath entscheiden werde. Mit ähnlichen personalisierenden Versionen der Wahlabsichtsfrage ließen sich ähnliche Ergebnisse wohl in den meisten Ländern erzielen. Schließlich wird die Wahlabsichtsfrage — wie bereits erwähnt — bisweilen systematisch falsch beantwortet (Kaase 1973: 145 - 150), sei es aus Scheu, sich zu einer radikalen Partei oder zur Opposition zu bekennen oder aus dem Bedürfnis, zumindest nach außen hin auf den bandwagon der (vermeintlich) stärkeren Bataillone aufzuspringen (Simon 1954).

Aus der Erkenntnis, daß die Frage nach der Wahlabsicht zu verschiedenen Zeitpunkten während der Wahlperiode von den Befragten unterschiedlich interpretiert wird, ist gefolgert worden, daß die Popularität der Regierung und die Absicht, für sie zu stimmen, zyklische Bewegungen im Verlauf einer Legislaturperiode aufweisen sollten (Miller 1973: 265 f., Campbell 1966). In kurzem zeitlichem Abstand vor und nach Wahlen bedeutet die Wahlabsichtsfrage für den Interviewten, ob er lieber diese oder eine andere Regierung haben wolle. Mit zunehmender Entfernung von tatsächlichen Wahlterminen wird sie mehr und mehr zur Frage nach diffuser Zufriedenheit mit der Regierungspolitik. Ähnlich argumentieren Mueller (1970) und Stimson (1976) für die Vereinigten Staaten, die auch empirische Evidenz für die zyklische Entwicklung der Popularität der Präsidenten während ihrer Amtszeiten vorlegen. Auch in der Bundesrepublik wird die Auffassung vertreten, daß die „Pendelschläge der öffentlichen Meinung in der Zeit zwischen den Bundestagswahlen“ unabhängig von der führenden Bonner Regierungspartei vorwiegend die Opposition, in der Zeit vor und während der Wahlen dagegen eher die Regierung begünstigt hätten (Feist 1976: 32). Dies schlägt sich nicht nur in Popularitätsdaten, sondern ebenso im guten Abschneiden der Bundesopposition bei Landtagswahlen und der geringeren Wahlbeteiligung von Anhängern der Bundesregierung bei Landtagswahlen nieder (Dinkel 1977 b). Diese Zyklen in der Popularität der Regierenden geben jedoch nicht hypothetische Wahlergebnisse wieder, sondern können überhaupt nur deshalb entstehen, weil in bestimmten Perioden Wahlen auf Bundesebene oder des Präsidenten in den Vereinigten Staaten tatsächlich eben *nicht* anstehen. Solange diese Erkenntnis in Studien zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und

Wahlergebnissen mittels aggregierter Popularitäts- und Wahlabsichtsdaten ignoriert wird, ist Dinkels (1977 a: 131) Urteil schwer zu entkräften, daß „ökonometrische Popularitätsuntersuchungen eine Genauigkeit vermuten lassen, die sie nicht besitzen.“

### 2.3.1.2. Einige Ergebnisse

#### 2.3.1.2.1. Historisch-deskriptive Studien

Die empirischen Arbeiten zu der Beziehung zwischen der jeweiligen Wirtschaftslage und der Verteilung von Popularitätswerten und Wahlabsichten in periodischen Umfragen werden hier danach in drei Gruppen unterteilt, ob in ihnen die auf Aggregatebene erwartete Form dieses Zusammenhangs aus einem Modell der Reaktion des einzelnen Wählers auf wirtschaftliche Entwicklungen abgeleitet wird oder nicht. Bevor wir auf zwei Gruppen von Studien eingehen, die in diesem Sinne als theoriegeleitet betrachtet werden können, beginnen wir mit denjenigen Beiträgen, bei denen dies nicht der Fall ist. Als „historisch-deskriptiv“ werden sie bezeichnet, weil sie nicht irgendwelchen Theorien des individuellen oder kollektiven Wählerverhaltens entspringen, sondern von der allgemeinen Vermutung eines Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen ausgehend ad hoc Hypothesen zur genaueren quantitativen Beschreibung dieses Zusammenhangs formulieren und sie an Längs- oder Querschnittdaten empirisch überprüfen.

Die wohl erste derartige Arbeit hat Clark (1943) vorgelegt. Ermöglicht wurde sie durch die Tatsache, daß das American Institute of Public Opinion seit 1935 regelmäßig monatliche Umfragen in die ganzen Vereinigten Staaten umfassenden Zufallsstichproben nach der Popularität des Präsidenten — damals Franklin D. Roosevelt — bzw. nach der Wahlabsicht durchführte<sup>24</sup>. Diese Serie von Popularitätswerten für die Jahre 1935 bis 1940 setzt Clark in Beziehung zu zwei ökonomischen Variablen, für die ebenfalls monatliche Meßwerte vorliegen, nämlich dem Nationaleinkommen und den staatlichen Ausgaben für Sozialhilfe („relief expenditures“). Methodisch geht er folgendermaßen vor: Er ermittelt die Abweichungen aller drei monatlichen Zeitreihen von ihren jeweiligen Durchschnitten bzw. von ihren jeweiligen linearen Trends während des Untersuchungszeitraums und korreliert die Abweichungen in gleichen Zeitpunkten miteinander, unterstellt also sofortige Wir-

<sup>24</sup> Zum anfangs häufigen Wechsel der Frageformulierungen cf. Clark (1943: Anhang 2, 55 f.). In einigen seiner Analysen benutzt er Daten erst ab Februar 1937, weil die Umfrageergebnisse erst ab diesem Zeitpunkt für vier soziale Schichten („classes“) getrennt ausgewiesen wurden.

kung von Veränderungen des Nationaleinkommens oder der Sozialhilfeprogramme auf die Popularität des Präsidenten. Die Ergebnisse Clarks lassen sich kurz zusammenfassen. Abweichungen des Nationaleinkommens vom Trend kovariieren mit Abweichungen der Popularität des Präsidenten von ihrem Trend in gleicher Richtung ( $r = 0,57$ ). Bei Differenzierung nach sozialen Schichten erweist sich dieser Zusammenhang als am stärksten ( $r = 0,95$ ) bei Wohlhabenden („welltodo“), am schwächsten bei Sozialhilfeempfängern ( $r = 0,33$ ). Über dem Trend liegende Sozialhilfeausgaben hingegen gehen einher mit Popularitätswerten unter dem Trend ( $r = -0,56$ ) und umgekehrt, schichtenspezifische Unterschiede existieren kaum. Dieses letztere, auf den ersten Blick kontraintuitive, Ergebnis wird von Clark nicht weiter kommentiert oder analysiert<sup>25</sup>.

Clarks Pionierarbeit blieb geraume Zeit ohne Nachahmer. Entsprechende Untersuchungen sind erst wieder etwa seit 1970 „in Mode“ gekommen, was sowohl für die Verwendung von Umfragedaten wie auch von tatsächlichen Wahlresultaten gilt, wie wir weiter unten noch sehen werden. Für die Vereinigten Staaten sind hier erst wieder die Arbeiten von Mueller (1970, 1973: Kapitel 9) einschlägig. Er betrachtet die monatlichen Popularitätswerte des Präsidenten („approval rate“) als abhängig von vier Variablen: Einem während der Amtsperiode fallenden Trend, dem Auftreten von die Nation einigenden außenpolitischen Ereignissen, der Involvierung in Kriege und schließlich dem Konjunkturverlauf. Hier interessiert allein letztere Variable. Mueller verwendet die Arbeitslosenquote als Indikator und unterstellt, daß eine Zunahme gegenüber ihrem Wert beim Amtsantritt des Präsidenten seiner Popularität schade, eine Abnahme dagegen sich im Popularitätsverlauf nicht niederschlage: „There is punishment but never reward“ (Mueller 1973: 215). Die Überprüfung dieser Hypothese erfolgt mittels multipler Regression, wobei der Koeffizient der Veränderung der Arbeitslosenquote gegenüber ihrem Ausgangswert stets das vorhergesagte negative Vorzeichen hat und in der Regel statistisch signifikant ist. Je nach der Kombination der zusätzlich in die Regressionsgleichungen einbezogenen unabhängigen Variablen bewirkt eine Zunahme der Arbeitslosenquote um ein Prozent einen Popularitätsverlust von 0,2 bis 6 Prozent<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> Eine mögliche Erklärung wäre die Vernachlässigung der Wirkungsverzögerungen von Sozialhilfeprogrammen. Insofern könnte die negative Korrelation ein Anzeichen umgekehrter Kausalität sein: Auf fallende Popularität wird mit Steigerung der Ausgaben für Sozialhilfe reagiert, der Effekt dieser Ausgabensteigerung zeigt sich aber erst Monate später.

<sup>26</sup> Muellers Arbeiten weisen einige methodologische Probleme auf; so hebt er z. B. selbst (1973: 232) die hohe Autokorrelation der Residuen der von ihm geschätzten Modelle hervor. Seine Annahme eines linear abnehmenden Popularitätstrends kritisiert Kernell (1976), auf Schwächen der verwandten Schätzmethode weist Hibbs (1974: 284 - 289) hin.

Die jüngste größere Studie zum Zusammenhang von ökonomischen Variablen mit der durch Umfragen ermittelten Popularität des Präsidenten und der Verteilung der Wahlabsichten ist die Dissertation Kernells (1975: bes. Kapitel 6). Kernell knüpft unmittelbar an die Untersuchung Muellers an, verwirft aber dessen Einbeziehung der Trendvariablen und spektakulärer politischer Geschehnisse in die Erklärung der Popularitätsschwankungen und verlängert den Untersuchungszeitraum um die erste Amtsperiode Nixons. Überdies ergänzt er den Satz der unabhängigen Variablen um die Inflationsrate und analysiert die Effekte aller Veränderungen der Arbeitslosenquote, also nicht nur von Zunahmen. Als Analyseverfahren kommt ebenfalls multiple Regression zum Einsatz. Die Ergebnisse Kernells sind recht komplex und können aus Platzgründen nur vereinfacht wiedergegeben werden.

Für beide ökonomischen Variablen stellt Kernell fest, daß sie sich auf die Popularität des Präsidenten stärker auswirken als auf die für eine hypothetische Kongreßwahl zum Ausdruck gebrachte Wahlabsicht. Beide ökonomischen Variablen haben die erwarteten Vorzeichen, so daß eine Zunahme der Arbeitslosenquote wie auch der Inflationsrate der Popularität des Präsidenten schadet, eine Abnahme ihr dagegen nützt. Diesem Problem geht Kernell genauer nach, indem er die Arbeitslosenquote und die Inflationsrate je nachdem in jeweils zwei getrennte Variablen zerlegt, ob die Werte der Originalvariablen steigen oder fallen. Dadurch findet er für beide Variablen heraus, daß ein Rückgang die Popularität des Präsidenten deutlicher steigert als eine Zunahme um den gleichen Betrag sie senkt. Daraus folgt, daß Mueller schlecht beraten war, nur den Effekt steigender Arbeitslosenquoten zu analysieren. Werden die Befunde für die Amtszeiten verschiedener Präsidenten differenziert, dann zeigt sich, daß der Einfluß der Arbeitslosigkeit auf die Popularität des Präsidenten von den 50er zu den 60er Jahren abgenommen hat, während derjenige der Inflation gestiegen ist. Was die Beziehung zwischen Wahlabsicht und den ökonomischen Variablen angeht, zeigt Kernell, daß die registrierten Zusammenhänge praktisch verschwinden, wenn die Popularität des Präsidenten kontrolliert wird. Für eine kausale Interpretation bedeutet dies, daß das Abschneiden der Präsidentenpartei bei Kongreßwahlen nicht direkt von der Wirtschaftslage abhängt, sondern der Einfluß der wirtschaftlichen Lage durch die Popularität des amtierenden Präsidenten vermittelt ist.

Zwei weitere Aufsätze aus jüngster Zeit werfen zusätzliches Licht auf die Resultate Muellers und Kernells über die Popularität des amerikanischen Präsidenten. Stimson (1976: 15 - 18) reanalysiert die Daten Muellers unter zusätzlicher Verwendung der Werte bis einschließlich 1973 und kommt zu dem Schluß, daß die von Mueller zusätzlich zum

Trend der Popularität einbezogenen drei inhaltlichen Variablen — also auch die Zunahme der Arbeitslosenquote gegenüber ihrem Wert zu Beginn der Amtszeit des Präsidenten — jede zusätzliche Erklärungskraft verlieren, wenn der Trend nicht als linearer Popularitätsverlust, sondern in Anlehnung an Campbell (1966) und Miller (1973: 265 f.) als Wahlzyklus spezifiziert wird. Kenski (1977) andererseits verlängert die Datenreihen Muellers bis einschließlich 1974, verwendet aber anstelle der Arbeitslosenquote die Veränderung der Inflationsrate in den letzten sechs Monaten vor der Popularitätsmessung als ökonomische Variable. Seine Regressionsanalyse deutet auf einen starken negativen Zusammenhang zwischen der Popularität des Präsidenten und Zunahmen der Inflationsrate hin, ist aber wegen der hohen Autokorrelation der Residuen mit Vorbehalten zu betrachten.

Auch für Großbritannien wurden die ersten systematischen Studien zum Zusammenhang von ökonomischen Variablen mit den Ergebnissen politischer Umfragen gegen Ende der 60er Jahre vorgelegt. Während Butler (1971: 500) sich noch auf die graphische Gegenüberstellung der monatlichen Arbeitslosenzahl und des Popularitätsvorsprungs Labours vor den Konservativen in den Jahren 1959 bis 1964 beschränkte, führen Goodhart (1970) und Bhansali umfassende Regressions- und Spektralanalysen der britischen Popularitätsserien vor, die wiederum nur sehr verkürzt wiedergegeben werden können. Ihre Datenbasis auf der Seite der abhängigen Variablen sind die monatlichen Umfragen nach der Popularität politischer Parteien und ihrer Führer, die von Gallup seit 1947, von National Opinion Polls seit 1961 durchgeführt werden. Als ökonomische Variablen berücksichtigen sie die Monatswerte der Zahl der Arbeitslosen und der Inflationsrate, gemessen als prozentuale Veränderung des Index der Einzelhandelspreise. In ersten Regressionsanalysen für die Jahre 1959 bis 1967 mit dem Wahlabsichtsvorsprung der Regierungspartei vor der Oppositionspartei als abhängiger Variabler ermitteln sie, daß sowohl Arbeitslosigkeit wie Inflation der Regierung schaden, wobei die beste Erklärungsleistung durch die sechs Monate zurückliegende Arbeitslosenzahl erzielt wird. Da sich die Fehler des Modells in bestimmten Jahren des Wahlzyklus häufen, wird gefolgert, daß ein „natural path of government popularity between elections“ berücksichtigt werden müsse, der durch drei Dummy-Variablen<sup>27</sup> modelliert werden soll: „post-election euphoria“, „continual downward trend“ und „back swing“ (Goodhart 1970: 61).

Regressionsanalysen über den gesamten Zeitraum hinweg, für den Daten zur Verfügung stehen, bestätigen die Existenz eines derartigen

---

<sup>27</sup> Bei Dummy-Variablen handelt es sich um Größen, deren Werte nicht gemessen, sondern willkürlich festgesetzt werden; cf. Miller (1974).

Popularitätszyklus der Regierung, zeigen aber gleichzeitig, daß der Einfluß der ökonomischen Variablen und insbesondere der Arbeitslosenzahl auf die Popularität der Regierung vor 1960 erheblich schwächer war als danach. Die Außenhandelsbilanz und das Einkommensniveau als zusätzliche ökonomische Variablen verbessern die Güte der Modelle wegen ihrer Multikollinearität mit der Arbeitslosigkeit und Inflation nicht. Im Anschluß an die Schätzung der Gewichte der ökonomischen Variablen für den Vorsprung der Regierungspartei in den erfragten Wahlabsichten legen Goodhart und Bhansali entsprechende Schätzergebnisse für die Popularität der Labour Party und der Konservativen vor. Dabei zeigt sich, daß die Popularitätsserien beider Parteien auf Veränderungen in der Wirtschaftslage in der Regel parallel reagieren, daß aber steigende Inflationsraten der Konservativen Partei sehr viel mehr schaden als der Labour Party, während Arbeitslosigkeit für beide Parteien etwa gleich schädlich ist. Dieses Ergebnis deutet auf die unterschiedliche Betroffenheit der traditionellen Klientelen der beiden Parteien durch die beiden ökonomischen Probleme hin.

In allen ihren Modellen für die Popularitätsserien beider Parteien wie auch für den Popularitätsvorsprung der jeweiligen Regierungspartei konstatieren Goodhart und Bhansali deutliche Autokorrelation der Residuen. Dieses Problem läßt sich deutlich vermindern, wenn der Tatsache der Autoregressivität der Popularitätsreihen durch Einbeziehung der verzögerten endogenen Variablen in die prädeternierten Erklärungsvariablen Rechnung getragen wird, die Wahlabsichtswerte eines bestimmten Monats also zunächst durch diejenigen des vorangehenden Monats erklärt werden. Zum Abschluß ihrer Studie versuchen Goodhart und Bhansali, aus den durch die Phillips-Kurve gegebenen möglichen Kombinationen von Arbeitslosigkeit und Inflation (Gahlen 1976: 129 ff.) und der von ihnen empirisch ermittelten Abhängigkeit der Regierungspopularität von beiden Variablen die Folgen für die Volkswirtschaft abzuleiten, die entstünden, wenn die Regierung in Kenntnis des letzteren Zusammenhangs eine für ihre Wiederwahlchancen optimale Kombination ansteuern würde<sup>28</sup>.

Der Komplexität von Goodhart und Bhansalis umfangreichem Beitrag ist durch diese Darstellung sicher Unrecht getan worden. An ihre Arbeit hat sich eine Diskussion in der Literatur angeschlossen, in der die skeptischen und kritischen Töne überwiegen<sup>29</sup>. Dinkel (1977 a: 133 - 135) hat die wichtigsten Argumente dieser Diskussion zusammengefaßt, so daß hier darauf verzichtet werden kann. Zentral erscheint die Vernach-

---

<sup>28</sup> Diese Überlegungen entwickelt Nilson (1973) in seinem Kommentar zu Goodhart und Bhansalis Aufsatz weiter.

<sup>29</sup> Cf. Miller (1973), Frey (1971/1972: 281 ff.), Kirchgäßner (1974: 417 - 420).

lässigung der Problematik aggregierter Popularitätsdaten, obwohl sie in der Studie an mindestens zwei Stellen überdeutlich zu Tage tritt. Goodhart und Bhansali realisieren zwar zum ersten die Existenz von Popularitätszyklen während der Wahlperiode des Unterhauses, berücksichtigen aber nicht, daß diese Zyklen allein darauf zurückgehen können, daß die Wahlabsichtsfrage zu verschiedenen Zeitpunkten Verschiedenes mißt<sup>30</sup>. Sollten nun parallele Konjunkturzyklen auftreten, was die ökonomische Theorie der Politik ja vorhersagt, dann handelt es sich bei der Korrelation zwischen beiden Zyklen nur um ein statistisches Artefakt, das bei statistischer Kontrolle für entsprechende Variablen verschwindet (Miller 1973: 266 - 271). Zum zweiten fassen Goodhart und Bhansali (1970: 55) selbst die Diskrepanzen zwischen den Popularitätszeitreihen von Gallup und National Opinion Polls dahingehend zusammen, daß nach statistischen Kriterien die Stichproben beider Institute nicht aus derselben Population stammen können. Konsequenzen daraus ziehen sie jedoch nicht.

#### 2.3.1.2.2. Studien zum politisch-ökonomischen Kreislaufmodell

Die folgenden Arbeiten werden von den oben charakterisierten historisch-deskriptiven Studien nicht wegen irgendwelcher methodischer Differenzen abgesetzt, sondern weil sie den Zusammenhang zwischen ökonomischen Variablen und politischen Popularitätsdaten nicht einfach als ad hoc Hypothese des gesunden Menschenverstandes untersuchen, sondern ihn stattdessen als Popularitätsfunktion im Rahmen des politisch-ökonomischen Kreislaufmodells auffassen. Freys theoretischen Arbeiten zu diesem Modell und den empirischen Analysen zur Reaktionsfunktion haben Frey und seine Mitarbeiter einige Beiträge zur Schätzung von Popularitätsfunktionen folgen lassen. In einem ersten Aufsatz (Frey 1971/1972: 285 - 289) wird für die Bundesrepublik konstatiert, daß die durch Allensbacher Wahlabsichtsdaten gemessene monatliche Popularität der CDU für 1952 bis 1970 unabhängig von der Preissteigerungsrate und der Arbeitslosenzahl fluktuierte. In einer Reanalyse der Daten von Goodhart und Bhansali versucht Frey nachzuweisen, daß in Großbritannien Arbeitslosigkeit und Inflationsrate erst oberhalb gewisser Reaktionsschwellen der Popularität der Regierung schaden. Er hält diesen Versuch offenbar für geglückt und stellt fest, daß die Reaktionsschwelle bezüglich der Arbeitslosigkeit niedriger liegt bei einer von der Labour Party geführten Regierung, bezüglich der Inflationsrate bei einer Regierung der Konservativen (Frey 1971/1972:

---

<sup>30</sup> Cf. oben 2.3.1.1.

289 - 293)<sup>31</sup>. Reaktionsschwellen für die Bundesrepublik zu ermitteln, wird nicht versucht.

In einer weiteren Arbeit untersucht Frey (1976 c: 3 - 10) anhand von Vierteljahreswerten für die Jahre 1953 bis 1975 die Abhängigkeit der Popularität des amerikanischen Präsidenten von der Arbeitslosenquote, der um drei Monate verzögerten Inflationsrate und der Wachstumsrate des nominalen bzw. des realen Konsums. Zusätzlich zu den ökonomischen Variablen werden als unabhängige Variablen Dummies für verschiedene Popularitätsniveaus der einzelnen Präsidenten und ein während jeder Amtsperiode fallender Trend der Popularität spezifiziert. Als Ergebnis wird festgehalten, daß Inflation, Arbeitslosigkeit und Konsum statistisch signifikant und mit den theoretisch erwarteten Vorzeichen auf die Popularität des Präsidenten einwirken, wobei steigende Arbeitslosigkeit und Inflation — wie schon von Kernell mit Monatsdaten ermittelt — seiner Popularität schaden und eine Zunahme des Konsumniveaus ihr zugute kommt. Ein Unterschied in der Wirkungsweise realen oder nominalen Konsums läßt sich nicht feststellen.

Als letzter Versuch der empirischen Schätzung von Popularitätsfunktionen soll Ronnings (1975: 11 - 21) Studie erwähnt werden. Für die Bundesrepublik wird mittels Vierteljahresdaten der Jahre 1950 bis 1974 die Abhängigkeit der Popularität der Regierung und der einzelnen Parteien von der Arbeitslosenquote, der Inflationsrate, dem privaten Verbrauch, dem verfügbaren Einkommen und dem durchschnittlichen Bruttoverdienst mittels multipler Regression geschätzt. Während sich für die letzten drei Variablen keine signifikanten Zusammenhänge aufweisen lassen, entsprechen die Vorzeichen der meist signifikanten Koeffizienten der Arbeitslosenquote und der Inflationsrate in der Regel den Erwartungen: Eine Zunahme in jeder dieser beiden Variablen schadet der Popularität der Regierung und der sie führenden Partei. Für Koalitionsregierungen unter Beteiligung der FDP gilt allerdings, daß die Popularität der größeren Regierungspartei meist bedeutend stärker unter Verschlechterungen der Konjunkturlage leidet als die der gesamten Regierung, weil die Popularität der FDP gegenläufig reagiert, sie also als „Opposition in der Regierung“ gestärkt wird. Bei Differenzierung für verschiedene Perioden zeigt sich, daß seit 1970 die Bedeutung der Inflationsrate für die Popularität der Regierung und der SPD als führender Regierungspartei zurückgegangen und diejenige der Arbeitslosenquote angewachsen ist.

Für die USA schätzt Ronning mit Halbjahreswerten von 1954 bis 1971 die Abhängigkeit der Popularität des Präsidenten von der Inflationsrate

<sup>31</sup> Erhebliche methodologische Bedenken gegen Freys empirische Bestimmung von Reaktionsschwellen äußert Dinkel (1977 a: 135 f.).



und der Arbeitslosenquote sowie von den Veränderungen des Wochenlohnindex und des Bruttosozialprodukts. Wie in der Bundesrepublik lassen sich deutliche (negative) Effekte nur für Arbeitslosigkeit und Inflation nachweisen, wobei allerdings die Bedeutung der letzteren merklich geringer als in der Bundesrepublik ist. Als letzter Schritt der Analyse werden die tatsächlichen Werte der ökonomischen Variablen in den Regressionsgleichungen ersetzt durch aus Umfragen gewonnene Erwartungswerte. Bei beiden Ländern zeigt sich, daß die Zusammenhänge der Popularitätsserien mit den ökonomischen Erwartungen zwar in der Regel in die gleiche Richtung weisen wie diejenigen mit den tatsächlichen ökonomischen Zuständen, daß sie aber weit weniger ausgeprägt sind<sup>32</sup>.

### 2.3.1.2.3. Von Modellen des Individualverhaltens ausgehende Studien

Kirchgäßner (1974: 413 f., 1976: 11 - 25) leitet die erwartete Form der Popularitäts- und Wahlfunktion aus einem Modell des individuellen Wählerverhaltens ab, das er in Anlehnung an Davis (1970) entwickelt<sup>33</sup>. Da wir hier empirische Ergebnisse berichten wollen, können wir uns bei diesem Modell nicht lange aufhalten. Es unterstellt, daß jeder Wähler im politischen Raum seine eigene optimale Position definiere und auch jeder Partei eine Position in diesem Raum zuschreibe. Was die ökonomischen Dimensionen dieses politischen Raums angeht, so gilt, daß die Wahrnehmung der Positionen der einzelnen Parteien von ihren einschlägigen Programmen, bei der Regierungspartei jedoch von der konkreten Wirtschaftslage abhängt<sup>34</sup>. Die Distanzen zwischen den Positionen der Parteien und der eigenen Optimalposition begründen für jeden Wähler die Zuordnung eines gewissen erwarteten Verlusts zu jeder Partei. Durch seine Wahlentscheidung bzw. durch seine artikulierte Parteipräferenz versucht der Wähler, diesen erwarteten Verlust zu minimieren.

<sup>32</sup> Besonderes Vertrauen in diese Befunde ist jedoch nicht angebracht. Für die Bundesrepublik liegen Erwartungswerte nur für die Preisentwicklung, nicht für den Arbeitsmarkt vor; für die Vereinigten Staaten verwendet Ronning mangels anderer Daten Erwartungswerte aus Umfragen unter Unternehmern, die kaum für die gleiche Population wie die Popularitätswerte repräsentativ sein dürften.

<sup>33</sup> In einem unter Anleitung Gerald Kramers an der Yale University angefertigten Papier leitet Cibrián (1975) in Anlehnung an Kramers (1971) weiter unten noch zu erwähnendes Modell der individuellen Wahlentscheidung die Popularitätsfunktion des Aggregats her. Seine Schätzungen der Funktion aus Umfragematerial für Italien und Frankreich ergeben jedoch von den bisher berichteten Ergebnissen abweichende Resultate, indem Arbeitslosigkeit in beiden Ländern die Popularität der Regierung steigert und der Koeffizient der Inflationsrate zwar negativ aber nie signifikant ist.

<sup>34</sup> Ökonomische Probleme werden also als „position issues“ aufgefaßt, zur Kritik daran cf. 1.2.1.1.

Das zentrale Problem der Ableitung einer kollektiven Präferenzfunktion aus solcherart modellierten individuellen Entscheidungen ist eines der Aggregation, und es bedarf einer Reihe von Annahmen, um den Arrowschen (1951: 48 - 51) Unmöglichkeitssatz zu berücksichtigen. Unter anderem muß zwischen der kontinuierlichen und kollektiven Popularitätsfunktion und der kontinuierlichen Verlustfunktion des einzelnen Wählers eine ebenso kontinuierliche Verteilung von Punkten auf der Verlustfunktion angenommen werden, bei denen die einzelnen Wähler ihre politische Präferenz ändern. Kirchgäßner (1974: 416, 1976: 26 - 32) argumentiert, daß die in der Regel implizit unterstellte lineare Gleichverteilung dieser „Sprungstellen“ unrealistisch sei und durch die Annahme einer Normalverteilung ersetzt werden sollte. Dadurch erhält Freys Vorstellung von „Reaktionsschwellen“ der Popularitätsfunktion gegenüber Veränderungen der ökonomischen Variablen eine theoretische Absicherung, denn die Normalverteilungshypothese impliziert zum Beispiel, daß bei einem Anstieg der Inflationsrate von 3,5 auf 4 Prozent die politischen Präferenzen von sehr viel mehr Wählern aufgrund der Veränderung ihrer Verlustfunktion umschlagen als bei einem Anstieg von etwa 0,5 auf 1 Prozent oder von 20 auf 20,5 Prozent.

Die theoretische Fundierung von Kirchgäßners Arbeiten erfolgt auf der Individualebene, die Datenanalyse wird dagegen auf der Aggregatenebene durchgeführt. Deshalb bedarf es nicht nur der soeben erläuterten Aggregation der Individualpräferenzen, sondern man muß auch annehmen, daß die Einschätzung der subjektiven wirtschaftlichen Lage in hohem Maß von derjenigen der objektiven Wirtschaftslage abhängt und daß die letztere Einschätzung durch die objektive Wirtschaftslage voll determiniert ist (Kirchgäßner 1976: 41 - 47). Als Indikatoren dieser ökonomischen Gesamtlage verwendet Kirchgäßner die Arbeitslosenquote und die Inflationsrate. Empirische Analysen legt er für Großbritannien, Schweden und die Bundesrepublik vor; als Untersuchungsmethode werden Spektralanalyse und Regressionsanalyse verwandt. Nur die Regressionsergebnisse sind vergleichbar mit den weiter oben berichteten Resultaten, so daß auf eine Wiedergabe der Befunde mittels Spektral- und Kreuzspektralanalyse verzichtet wird<sup>35</sup>.

Die monatlichen Wahlabsichtsdaten der britischen Umfragen analysiert Kirchgäßner (1976: 94 - 107) nur für die ununterbrochene Periode konservativer Regierungen von 1953 bis 1964. Seine Folgerungen lauten, daß Arbeitslosigkeit und Inflation der Popularität der Regierung konsistent schaden und derjenigen der Opposition nützen. Es verdient her-

---

<sup>35</sup> Zur Kritik an der Berechtigung des spektralanalytischen Ansatzes und den damit erzielten Resultaten Kirchgäßners cf. Dinkel (1977 a: 132 - 141).

vorgehoben zu werden, daß die Popularität der oppositionellen Labour Party durch einen Anstieg in jeder der beiden ökonomischen Variablen nur vergleichsweise wenig angehoben wird. Das deutlich positive Gesamtergebnis für die Opposition kommt vor allem durch die Liberalen zustande, deren Beliebtheit bei hoher Arbeitslosenquote oder Inflationsrate stark zunimmt. Man könnte in Anbetracht der tatsächlichen Wahlerfolge der Liberalen allerdings vermuten, daß dieses Ergebnis nicht ihre tatsächlichen Wahlchancen wiedergibt, sondern die öfters konstatierte Tendenz, sich in Zeiten der Rezession auf die Frage nach der *Wahlabsicht* von den großen etablierten Parteien abzuwenden.

Für Schweden untersucht Kirchgäßner (1976: 108 - 112) monatliche Popularitätsdaten für die Jahre 1967 bis 1973. Die Ergebnisse für Regierung und Opposition entsprechen denjenigen für Großbritannien, indem Zunahmen von Arbeitslosenquote und Inflationsrate der Popularität der regierenden Sozialdemokraten schaden und der kombinierten Popularität der Oppositionsparteien zugute kommen. Allerdings spielt die Inflationsrate im Vergleich zur Arbeitslosenquote eine untergeordnete Rolle, und in den Gleichungen der *einzelnen* Oppositionsparteien sind die Koeffizienten der beiden ökonomischen Variablen nicht signifikant oder haben gar falsche Vorzeichen.

Die Schätzungen für die Bundesrepublik mit monatlichen Allensbacher Popularitätsserien (1976: 113 - 122) erstrecken sich über die Zeit, in der die CDU/CSU alleine oder mit der FDP zusammen regierte, also über die Jahre bis 1966, und in einer separaten Analyse über die Regierungszeit der sozialliberalen Koalition von 1970 bis 1975. Für die Regierungszeit der CDU findet Kirchgäßner die gleiche Richtung der Zusammenhänge wie in Großbritannien und Schweden; die Koeffizienten der Inflationsrate sind in den Gleichungen für die Popularität der Regierung und der Opposition signifikant, die Koeffizienten der Arbeitslosenquote dagegen nicht. Für die Jahre 1970 bis 1975 ist das Bild ziemlich unklar. Vorzeichen und Signifikanz der Koeffizienten der ökonomischen Variablen hängen nämlich davon ab, ob zusätzlich ein abnehmender Popularitätstrend und die Popularität des Bundeskanzlers als unabhängige Variablen in die Modelle einbezogen werden. Geschieht beides, dann erhält die Arbeitslosenquote in den Gleichungen für die Popularität der Regierung und der SPD das erwartete signifikante negative Vorzeichen. Ein systematischer Effekt der Inflation und signifikante Beziehungen für die Opposition lassen sich für diesen Zeitraum nicht festmachen. Als letztes für Kirchgäßners Modell der individuellen Wählerentscheidung besonders relevantes Ergebnis seiner Arbeit sei angeführt, daß anhand der von ihm durchgeführten Modellschätzungen zwischen der Gleichverteilungs- und der Normalverteilungshypothese der „Sprungstellen“

der Wählerpräferenzen nicht entschieden werden kann (Kirchgäßner 1974: 435, 442). Die von Frey postulierten Schwellenwerte in der Reaktion der Wähler auf ökonomische Variablen können also für die untersuchten Länder weder bestätigt noch widerlegt werden.

### 2.3.2. Untersuchungen mittels Wahldaten

#### 2.3.2.1. Historisch-deskriptive Studien

Das Gliederungsprinzip hier ist dasselbe wie bei der Übersicht über die Arbeiten, die den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen mit aggregierten Umfragedaten zu untersuchen trachten. In diesem Abschnitt wird zunächst über Studien berichtet, die diesen Zusammenhang einfach für diverse Aggregatebenen postulieren und ihn dort nachzuweisen und quantitativ zu beschreiben versuchen. Im folgenden Abschnitt kommen dann wieder diejenigen Beiträge an die Reihe, in denen die anschließend zu analysierende Beziehung zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen durch Präferenzenaggregation aus Modellen der individuellen Wahlentscheidung abgeleitet wird.

Während mittels Umfragematerial durchgeführte Untersuchungen für eine Reihe von Ländern vorliegen, gibt es Aggregatdatenstudien zu unserer Fragestellung, die sich tatsächlicher Wahldaten bedienen, von wenigen Ausnahmen abgesehen nur für die Vereinigten Staaten. Da regelmäßige Meinungsbefragungen erst später aufkamen, versteht es sich von selbst, daß die ersten Pionierstudien zum Zusammenhang von ökonomischen Variablen und Wahlergebnissen in diese Kategorie fallen. Als allererster Pionier verdient unbedingt Stuart Rice (1928) genannt zu werden, dessen Buch zwei hier relevante Kapitel enthält. Zum einen korreliert Rice (1928: Kapitel 20) für die Jahre 1877 bis 1924 die Abweichungen des republikanischen Stimmenanteils in den jährlich stattfindenden Wahlen zum Repräsentantenhaus des Staates New Jersey von seinem Trend mit den ebenfalls trendbereinigten Werten eines Index der allgemeinen Konjunkturlage („business activity“). Er findet einen leicht negativen Zusammenhang ( $r = -0,247$ ), was bedeutet, daß die Wahlergebnisse der Republikaner sich in Rezessionszeiten gegenüber dem Trend etwas verbesserten, bei wirtschaftlichem Aufschwung etwas verschlechterten. Zum zweiten analysiert Rice (1928: Kapitel 22) den Stimmenvorsprung der Sieger vor den zweitstärksten Kandidaten in den Gouverneurswahlen der Jahre 1870 bis 1920 in den Staaten New Jersey, New York, Pennsylvania und Ohio. Unabhängig von der genauen Abgrenzung des Untersuchungszeitraums und Wirkungsverzögerungen von Null bis zwei Jahren ermittelt er negative Korrelationen des Stimmenvorsprungs mit dem Index der Geschäftstätigkeit. Gouver-

neurswahlen während eines wirtschaftlichen Booms tendierten also dazu, mit knapperen Mehrheiten auszugehen als in ökonomischen Abschwungsphasen stattfindende.

Unmittelbar auf die Arbeit von Rice baut Tibbitts (1931) auf. Tibbitts konzentriert sich auf die Kongreßwahlen der Jahre 1878 bis 1888 in neun Industriestaaten des Nordostens der USA, weil in diese Jahre ein rascher ökonomischer Aufschwung bis 1882 mit anschließender Rezession fällt. Als abhängige Variable verwendet er für jeden Staat den mittleren Stimmenanteil, den in seinen einzelnen Wahlkreisen diejenigen Parteien gewannen, die seit der letzten vorangehenden Wahl den Abgeordneten dieses Kreises stellten. Auf diese Weise läßt sich untersuchen, ob der Anteil der für bisherige Mandatsinhaber abgegebenen Stimmen mit der Konjunkturentwicklung kovariiert. Diese Untersuchung erfolgt jedoch anstatt durch statistische Berechnungen nur durch optische Inspektion der Kurvenverläufe der derart berechneten mittleren Stimmanteile und der Konjunkturentwicklung, so daß die Folgerung aus der Parallelität beider Kurven auf schwachen Füßen steht, die „party in power“ könne im Aufschwung auf einen Sieg hoffen und müsse in Rezessionsjahren mit einer Niederlage rechnen. Tibbitts selbst stellt fest, daß diese Parallelität streng genommen nur in gut der Hälfte der 94 untersuchten Wahlkreise nachzuweisen ist. Dieses schwache Resultat geht wohl auf die Tatsache zurück, daß die „party in power“ nicht über die Parteizugehörigkeit des Präsidenten, sondern des Wahlkreisabgeordneten definiert wird, was eine nur teilweise realistische Zuschreibung wirtschaftspolitischer Verantwortung durch das Elektorat impliziert.

Ebenso wie Tibbitts arbeitete auch Gosnell, von dem einige frühe Untersuchungen zu unserer Fragestellung stammen (1933, 1940, 1942), an der University of Chicago. Gosnell analysiert die Präsidentschaftswahlen der Jahre 1932 bis 1940 in den Staaten Pennsylvania, Wisconsin, Iowa und Illinois auf der Ebene der counties. Als ökonomische Variable wird ein gewichtetes Mittel aus den pro-Kopf Löhnen bzw. Einkommen in Industrie und Landwirtschaft verwandt. Für 1932 ermittelt Gosnell (1942: 24 ff.) mittels Korrelationsrechnung, daß Roosevelt in Pennsylvania um so besser abschnitt, je niedriger das pro-Kopf Einkommen der betreffenden county lag. In Wisconsin, Iowa und Illinois erhielt er um so mehr Stimmen, je stärker das pro-Kopf Einkommen der county in der großen Depression zurückgegangen war. 1936 stimmten diejenigen counties in Pennsylvania und Wisconsin am stärksten für Roosevelt, deren Einkommensniveau sich am deutlichsten erhöht hatte. In Iowa und Illinois dagegen konnten sich die Farmeinkommen wegen einer Reihe von Naturereignissen kaum erholen, und Roosevelt mußte in den

ländlichen counties dieser Staaten deutliche Verluste gegenüber 1932 hinnehmen.

Mit den Präsidentschaftswahlen der Jahre 1932 und 1936 befassen sich auch die Arbeiten Ogburns, der gleichfalls der University of Chicago angehörte. Bei der Wahl von 1932 untersucht Ogburn (1935) den Zusammenhang von Einkommen und Stimmenanteil Roosevelts in den 131 Wahlkreisen („precincts“) Chicagos sowie den 39 Kleinstädten und 70 ländlichen counties von Illinois. Obwohl „Einkommen“ in den drei Einheiten unterschiedlich gemessen wird, ermittelt Ogburn recht konsistente Korrelationen von  $-0,5$  bis  $-0,67$ , woraus folgt, daß Roosevelt 1932 zumindest im Staat Illinois in ärmeren Regionen von Stadt und Land ausgeprägt bessere Ergebnisse erzielte als in wohlhabenden. Illinois erweist sich allerdings in einer weiteren Analyse dieses Zusammenhangs durch Ogburn (1940) eher als eine Ausnahme. Hier werden alle counties von acht Staaten einbezogen; neben Illinois handelt es sich um California, Indiana, Iowa, Kansas, Nebraska, Ohio und Pennsylvania. Die 1932 für Illinois gefundene Beziehung, daß der Anteil der Roosevelt-Stimmen mit abnehmendem Wohlstand einer county oder Gemeinde zunimmt, läßt sich weder 1932 noch 1936 auch für die anderen Staaten systematisch auffinden. An dem uneinheitlichen Befund ändert auch Experimentieren mit verschiedenen Indikatoren für das durchschnittliche Einkommen pro county nichts. Wiederum eine Sonderstellung nimmt Illinois dadurch ein, daß allein in den counties dieses Staats bei der Wahl von 1936 der Anteil der Roosevelt-Stimmen mit dem Anteil der Empfänger von Arbeitslosenunterstützung deutlich kovariiert, was Ogburn (1940: 724) mit den Worten kommentiert „We do not bite the hand that feeds us“. Für die anderen Staaten werden inkonsistente Ergebnisse erzielt.

Bean (1940) untersucht die Kongreßwahlen seit 1854 auf ihren Zusammenhang mit der allgemeinen Konjunkturlage. An methodischer Klarheit läßt diese Arbeit viel zu wünschen übrig, auch ist die Datenbasis dürftig dokumentiert. Das wichtigste Ergebnis lautet, daß die Mandatszahl der Präsidentenpartei im Repräsentantenhaus des amerikanischen Kongresses in der Regel zurückgeht, wenn sich die Konjunkturentwicklung in den letzten zwei Jahren vor der Wahl verlangsamt hat. Ein umgekehrter Effekt eines ökonomischen Aufschwungs läßt sich nach Bean hingegen nicht feststellen. Überdies wirkt sich eine Abflachung der Geschäftstätigkeit bei denjenigen Kongreßwahlen, die nicht mit Präsidentschaftswahlen zusammenfallen (midterm elections), in einem viel stärkeren Mandatsverlust der Präsidentenpartei als in den Jahren mit gleichzeitiger Präsidentschaftswahl aus, was Bean auf den „Rockschoß“-Effekt des Präsidenten zurückführt. Noch knapper kann man die Re-

sultate Kerrs (1944) behandeln, der für die Jahre 1840 bis 1940 Rangordnungskorrelationen zwischen rund 30 verschiedenen ökonomischen Variablen und den Stimmenanteilen konservativer und republikanischer Kandidaten bei den Präsidentenwahlen berechnet und sie selbst mit dem Satz zusammenfaßt „Good times tend to stimulate conservative voting“. Angesichts der unsystematischen Präsentation von Daten, Methoden und Resultaten ist allerdings Skepsis angezeigt.

Zwei kurze Aufsätze von Pearson (1948) und Wilkinson (1950) markieren das Ende des Interesses, das die Beziehung zwischen Wahlergebnissen und ökonomischen Variablen in den 30er und 40er Jahren in den USA gefunden hatte. Pearson geht aus von der vermuteten Tendenz, daß in „guten Zeiten“ unabhängig von wirtschaftspolitischer Verantwortung für die Inhaber politischer Ämter und in Depressionszeiten gegen sie gestimmt wird. Als Indikator für ökonomische Wohlfahrt wird das Preisniveau verwandt, weil dafür Daten bis weit zurück in das 19. Jahrhundert vorliegen. Die Präsidentenwahlen von 1924 bis 1944 werden danach dichotomisiert, ob sie entweder bei fallendem und/oder niedrigem oder steigendem und/oder hohem Preisniveau stattfanden. Pearson stellt fest, daß unter den zuerst genannten Bedingungen der Depression von zwei Ausnahmen abgesehen stets der Kandidat derjenigen Partei gewann, die den Präsidenten zuvor nicht gestellt hatte, und daß bei Wahlen unter den letzteren Bedingungen der Expansion die Parteizugehörigkeit des Präsidenten ebenfalls nur zweimal wechselte. Von diesen vier Ausnahmen fallen drei überdies in solche Jahre, in denen Wahlmännergremium und die Stimmenauszählung in den gesamten Vereinigten Staaten entgegengesetzte Mehrheiten produzierten. Die Daten und die Klassifikationsregeln der Studie sind allerdings alles andere als klar und nachvollziehbar dokumentiert.

Die kurze Arbeit von Wilkinson (1950) zielt explizit auf eine Widerlegung von Beans oben kurz berichteten Befunden ab. Für die Jahre 1844 bis 1948 werden ein Index für die Geschäftstätigkeit und seine Veränderung im Jahr vor der Wahl einerseits mit dem Stimmenanteil der Partei des Präsidenten bei Kongreßwahlen, der prozentualen Veränderung dieses Anteils im Vergleich zur vorhergehenden Wahl und der prozentualen Veränderung der Mandatszählung der Partei des Präsidenten im Repräsentantenhaus andererseits korreliert. Der dem Betrag nach höchste Korrelationskoeffizient hat den Wert 0,001, und über den Zusammenhang zwischen Konjunktur und Wahlergebnissen wird gefolgert „that this alleged relationship is not substantiated by the facts. If business prosperity actually helps the party in power and if depression helps the ,outs' get in, other factors must have been counteracting such effects“ (Wilkinson 1950: 334).

An diese frühen Arbeiten der 30er und 40er Jahre knüpft der Fragestellung wie der Methode nach der Aufsatz von Rees und anderen an. Die Absicht der Autoren ist, „to test the common belief that the Democrats do better in elections when economic conditions are poor and Republicans do better when economic conditions are good“ (Rees 1962: 458 f.). Als abhängige Variable dient der Anteil der republikanischen Stimmen bei den Kongreßwahlen von 1946 bis 1958. Als Indikatoren der „economic conditions“ werden Jahreswerte der Arbeitslosenquote und des Nettoeinkommens pro Farm herangezogen. Alle Variablen werden als Durchschnittswerte auf der Ebene der Staaten erfaßt, wobei Hawaii, Alaska und die Staaten des solide demokratischen „Deep South“ ausgeschlossen werden, so daß insgesamt 41 Staaten in der Analyse verbleiben, die bei sieben Wahlen also 287 Fälle berücksichtigt. Für alle drei Variablen werden für jeden Staat die Durchschnittswerte über die 13 Jahre des Untersuchungszeitraums hinweg berechnet und sie werden danach rekodiert, ob sich ihr Wert bei einer bestimmten Wahl entweder über oder unter dem Durchschnitt für den betreffenden Staat befindet. Die Ausgangshypothese kann für die rekodierten Daten so umformuliert werden, daß die Republikaner in einem Staat überdurchschnittlich abschneiden sollten, wenn die Arbeitslosenquote unter ihrem Mittel in diesem Staat liegt, die Farmeinkommen den Durchschnitt übertreffen. Diese Hypothesen werden mittels einfacher  $2 \times 2$  Kreuztabellen überprüft. Für das Nettoeinkommen pro Farm kann kein Zusammenhang festgestellt werden. Zwischen Arbeitslosenquote und Wahlresultaten existiert eine mäßig starke Beziehung, denn 189 der untersuchten Fälle bestätigen die Hypothese überdurchschnittlichen Abschneidens der Republikaner bei unterdurchschnittlicher Arbeitslosenquote und umgekehrt. Die für diese Hypothese sprechenden Fälle sind regional besonders konzentriert in 23 Staaten des industriellen Nordostens und des mittleren Westens der Vereinigten Staaten.

Kritik an der Studie von Rees ist von der inhaltlichen wie von der methodischen Seite her angezeigt. Inhaltlich ist zu monieren, daß die von den meisten älteren Studien als relevant erkannte Differenzierung nach der Parteizugehörigkeit des Präsidenten versäumt wird. Methodisch bleibt die Arbeit hinter dem Standard auch der frühen 60er Jahre zurück, indem die meiste in den Daten steckende Information ohne Not durch die Transformation von Intervall- auf Nominalskalenniveau verschenkt wird. Die Anwendung effizienterer Analysetechniken wird dadurch unmöglich. Aber selbst für Kontingenztabellen stehen seit langem raffiniertere Assoziationsmaße zur Verfügung als die von Rees benutzten (z. B. Weisberg 1975).

Bis zum Beginn der 70er Jahre verschwand das Thema empirischer Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und



Wahlergebnissen wieder von der politikwissenschaftlichen Bildfläche auch der Vereinigten Staaten. Der nach der „Blütezeit“ von 1930 bis 1950 nächste Aufschwung dieses wissenschaftlichen „Konjunkturzyklus“ hängt zusammen mit der „Renaissance der politischen Ökonomie“ (Frey 1974 a) und wird allgemein assoziiert mit der Publikation von Kramers (1971) Artikel über die Kongreßwahlen von 1896 bis 1964. Da Kramer von einem Modell der individuellen Wählerentscheidung ausgeht, werden sein Beitrag und die anschließende Diskussion erst im folgenden Abschnitt ausführlicher dargestellt. Diesen Abschnitt schließen wir ab mit neueren nur auf der Aggregatebene argumentierenden Studien aus den USA und Hinweisen auf die wissenschaftliche Entwicklung in Großbritannien und der Bundesrepublik.

Für die Vereinigten Staaten sind nach Kramers Aufsatz noch drei Arbeiten von Wright (1974), Tuftte (1975) und Bloom (1975) erschienen, die hier einschlägig sind. Wrights Hauptanliegen, die Staatsausgaben des New Deal als am Gewinn von Wählerstimmen orientiert zu erweisen, wurde bereits oben (1.2.1.2.) skizziert. Daneben stellt er sich die Frage (pp. 35 - 38), ob die wirtschaftspolitische Strategie an den Wahlergebnissen gemessen erfolgreich war. Dazu regrediert er über die einzelnen Staaten hinweg die Anteile der demokratischen Stimmen bei den Präsidentenwahlen von 1936 und 1940 und bei den Kongreßwahlen von 1938 auf die Veränderungen über die jeweilige Wahlperiode des pro-Kopf Einkommens, der Anzahl der Fürsorgeempfänger und der in staatlichen Arbeitsprogrammen Beschäftigten. Bei den Wahlen von 1936 und 1938, nicht jedoch von 1940, findet Wright einen signifikanten positiven Effekt von Einkommenszuwächsen auf den demokratischen Stimmenanteil. Bei allen drei Wahlen ist der Koeffizient der Veränderung der Anzahl der in staatlichen Arbeitsprogrammen Beschäftigten positiv und 1940 ist er überdies statistisch signifikant. Eine Abnahme der Anzahl der Fürsorgeempfänger im Staat, die als Erfolg der Arbeitsbeschaffung betrachtet werden kann, geht in allen drei Wahlen mit Stimmengewinnen der Demokraten einher, wobei nur die Ergebnisse für 1936 und 1938 statistische Signifikanz besitzen. Alles in allem läßt sich somit sagen, daß die Sozialpolitik des New Deal den Demokraten Stimmengewinne einbrachte, daß sich allerdings die einzelnen Komponenten dieser Politik bei den verschiedenen Wahlen sehr ungleich auswirkten. Wright (1974: 37) folgert denn auch: „Buying votes through general macroeconomics policies is inherently uncertain and impermanent.“

Tuftte (1975) setzt sich zum Ziel, ein Erklärungsmodell für den seit dem amerikanischen Bürgerkrieg stets zu beobachtenden Stimmenverlust der Partei des Präsidenten in midterm elections — also den zwischen zwei Präsidentschaftswahlen fallenden Kongreßwahlen — zu entwickeln. Als abhängige Variable verwendet er den Rückgang des

Stimmenanteils der Präsidentenpartei gegenüber seinem Mittelwert in den acht vorhergehenden Wahlen zum Repräsentantenhaus, als unabhängige Variablen spezifiziert er die in Umfragen ermittelte Popularität („approval rate“) des amtierenden Präsidenten zum Zeitpunkt der Wahl und die Veränderung des verfügbaren Realeinkommens pro Kopf gegenüber dem Vorjahr. Untersuchungseinheiten sind die midterm elections der Jahre 1938 bis 1970 auf der Ebene der gesamten Vereinigten Staaten. Die Schätzung einer entsprechenden Regressionsgleichung ergibt eine sehr gute Übereinstimmung des Modells mit den Daten ( $R^2 = 0,91$ ). Die Koeffizienten beider unabhängigen Variablen sind hochsignifikant und weisen in die erwartete Richtung: Der Stimmenverlust der Präsidentenpartei fällt um so schwächer aus, je populärer der Präsident zum Zeitpunkt der Wahl und je stärker die Steigerung des realen pro-Kopf Einkommens im Jahr vor der Wahl<sup>36</sup>. Einen sehr aussagekräftigen Test des Modells legt Tuftte vor, indem er mit den aus den Wahlen bis 1970 ermittelten Koeffizienten und den realen Werten der unabhängigen Variablen das Resultat der midterm election von 1974 prognostiziert, die ja bekanntlich nach Nixons Abgang und angesichts der weltweiten wirtschaftlichen Krise unter besonders außergewöhnlichen Umständen stattfand. Trotzdem liegt die Prognose des republikanischen Stimmenanteils nur um 1,9 Prozent vom tatsächlichen Endergebnis entfernt; der Fehler der entsprechenden Gallup-Prognose beträgt 1,1 Prozent.

Die gleiche ökonomische Variable wie Tuftte, die Veränderung des realen pro-Kopf Einkommens gegenüber dem Vorjahr, verwendet auch Bloom (1975) in einer Untersuchung sämtlicher 37 Kongreßwahlen von 1896 bis 1970 auf gesamtstaatlicher Ebene. Die abhängige Variable wird definiert als der republikanische Anteil an den für Republikaner und Demokraten zusammen tatsächlich abgegebenen Stimmen minus dem aufgrund der in Umfragen ermittelten Verteilung der Parteiidentifikation erwarteten republikanischen Anteil. Diese Definition der abhängigen Variablen soll langfristige Trends in der Stärke der Anhängerschaft der einzelnen Parteien eliminieren. Das Vorzeichen der ökonomischen Variablen wird umgekehrt, wenn der Präsident der de-

---

<sup>36</sup> Cf. dazu Kernell (1976: Kapitel 5), der in seiner „theory of negative voting“ das Ergebnis von midterm elections ebenfalls auf die Popularität des Präsidenten zurückführt. Er argumentiert, daß der Präsident in der Mitte der Amtszeit in der Regel nicht auf dem Höhepunkt seiner Popularität stehe und daß sowohl die Wahlbeteiligung wie auch die Wahrscheinlichkeit, mit dem aktuellen Wahlverhalten von der früheren Parteiidentifikation abzuweichen, unter solchen Wählern höher sei, welche die Amtsführung des Präsidenten nicht gutheißen. Zur Überprüfung dieser Hypothesen verwendet er Umfragedaten des Survey Research Center für die Jahre 1946 bis 1966. Ihre gute Bestätigung unterstützt Tufttes Befund über die Auswirkungen der Popularität des Präsidenten auf die Resultate von midterm elections.

mokratischen Partei angehört, um der Hypothese gerecht zu werden, daß Einkommensverluste stets der Partei des regierenden Präsidenten angekreidet werden. Die bivariate Regression der Wahlergebnisse auf die prozentuale Veränderung der Realeinkommen pro Kopf wird getrennt für steigende und fallende Einkommenswerte berechnet, und es werden überdies die Amtszeiten republikanischer Präsidenten von solchen demokratischer Amtsinhaber abgesetzt. Dabei zeigt sich, daß zwar kaum ein Unterschied nach der Parteizugehörigkeit des Präsidenten besteht, daß aber andererseits fallende Realeinkommen sich stark negativ auf das Abschneiden der Präsidentenpartei bei den Kongreßwahlen auswirken, während steigende Realeinkommen praktisch keinen Effekt haben. Diese asymmetrische Reaktion auf Einkommensveränderungen wird bei getrennten Untersuchungen der Kongreßwahlergebnisse in den Staaten California, New York und Pennsylvania für die Jahre 1930 bis 1970 in vollem Umfang reproduziert<sup>37</sup>.

Wir sind damit angelangt beim gegenwärtigen Stand der Forschung in den USA und können nun zum Schluß noch einen kurzen Blick auf die Entwicklung in anderen Nationen werfen. In Großbritannien gehört die Behauptung einer Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit, Inflation und Wahlergebnissen spätestens seit Beginn der 60er Jahre zum journalistischen Standardrepertoire (Durant 1965: 6 - 10). Systematische empirisch-wissenschaftliche Studien im Stil der amerikanischen Tradition unter Verwendung tatsächlicher Wahlergebnisse existieren jedoch praktisch nicht, so daß nur vereinzelte und bruchstückhafte Evidenz angeführt werden kann<sup>38</sup>. Setzer (1974: 107 - 119) bezieht in den Satz der unabhängigen Variablen seiner historischen Studie über Wahlen in England und Wales zwischen den Weltkriegen auch die Arbeitslosigkeit ein. Seine im Querschnitt der Wahlkreise für die Unterhauswahlen von 1918 bis 1935 durchgeführten einfachen Korrelationsanalysen ergeben zwischen der Arbeitslosenzahl und dem Stimmenanteil der Labour Party einen Korrelationskoeffizienten um 0,4; für die Konservativen werden negative Korrelationen gleicher Größenordnung berichtet. Längsschnittuntersuchungen können nicht vorgelegt werden, weil die Arbeitslosenzahlen in den Wahlkreisen nur aus Volkszählun-

---

<sup>37</sup> Man beachte aber den Widerspruch zu Kernells Ergebnissen (cf. 2.3.1.2.1.), der für Arbeitslosigkeit und Inflation ermittelt, daß eine Verbesserung der wirtschaftlichen Lage sich stärker auf die Popularität des Präsidenten auswirkt als eine Verschlechterung.

<sup>38</sup> Kirchgäßner (1976: 101 - 103) schätzt sein weiter oben (2.3.1.2.3.) beschriebenes Modell für Großbritannien außer mit Popularitätsdaten auch mit den Ergebnissen von Nachwahlen (by-elections). Da die Ergebnisse für die Jahre 1953 bis 1964 weitgehend den mit Popularitätsdaten erzielten entsprechen — nämlich daß Arbeitslosigkeit und Inflation der Regierung schaden, der Opposition nützen — wird hier auf eine ausführlichere Wiedergabe verzichtet.

gen zu zwei verschiedenen Zeitpunkten vorliegen. Zu völlig widersprüchlichen Ergebnissen kommen zwei Aufsätze zur Unterhauswahl von 1966. Barnett (1973: 126 - 131) regrediert den Anteil der für Labour im Wahlkreis abgegebenen Stimmen auf eine Reihe sozialstruktureller Merkmale der Wahlkreise. Dabei erweist sich die Arbeitslosenquote bei allen Kombinationen von Erklärungsvariablen als ein potenter Prädiktor mit konsistent signifikantem, positivem und der Größenordnung nach stabilem Koeffizienten. Rasmussen (1973: 132 - 139) hingegen korreliert in einer Stichprobe von 185 Wahlkreisen den Labour-Anteil mit der Arbeitslosenquote und berichtet bei statistischer Kontrolle des Anteils verschiedener Klassen an der Bevölkerung der Wahlkreise Partialkorrelationen zwischen 0,0 und  $-0,21$ . Wir können diesen Widerspruch hier nicht aufklären, sondern wollen ihn nur als erklärungsbedürftig festhalten.

Noch düsterer als in Großbritannien sieht die Forschungslage in Deutschland aus — trotz Kaltefleiters (1966) Arbeit über „Wirtschaft und Politik in Deutschland“, mit der sich die hier zu referierende Literatur bereits erschöpft. Kaltefleiters Buch entspricht nur in einigen Teilen des Kapitels über die Weimarer Republik den für die Vereinigten Staaten vorgelegten Aggregatdatenanalysen. Dort weist Kaltefleiter nach (pp. 32 - 36), daß der Mobilisierungsgrad des rechtsradikalen Wählerpotentials mit Inflationsschüben zusammenhing und daß der Anstieg nationalsozialistischer Wählerstimmen von 1924 bis 1933 in hoher Parallelität zur Zunahme der Arbeitslosenzahl erfolgte (pp. 36 f.). Im Querschnitt der Reichstagswahlen vom Juli 1932 zeigt er überdies, daß die Stimmenanteile der NSDAP in Großstädten mit der Arbeitslosenquote eng kovariierten (pp. 40 f.). Interessant sind auch seine mit ausgewählten Wahlkreisen durchgeführten Analysen, in welchem Umfang die Auswirkungen der Depression auf das Abschneiden der Nationalsozialisten bei Wahlen durch regionale Bedingungen der Sozialstruktur abgemildert oder verstärkt wurden (pp. 46 - 56). In dem Kapitel über die Bundesrepublik gibt Kaltefleiter diesen Ansatz weitgehend auf. Zwar analysiert er z. B., inwiefern die anfänglichen Erfolge von Splitterparteien auf die regionale Verteilung und die wirtschaftliche Notlage bestimmter Wählerpotentiale zurückgeführt werden können (pp. 124 - 140). Im Vordergrund steht jedoch die aus Umfragematerial gewonnene Erkenntnis, daß sich die Unterstützung für diese Parteien in dem Maß verflüchtigte, in dem sich die Wahrnehmung des wirtschaftlichen Aufschwungs durchsetzte. Die abhängige Variable Kaltefleiters ist somit weniger das Abschneiden bestimmter Parteien als vielmehr die Entwicklung des Parteiensystems. Seine Konzentration, das „Wahlwunder“, wird auf das „Wirtschaftswunder“ zurückgeführt: „Die Konzentration des Parteiensystems ist primär das Ergebnis der

erfolgreichen Wirtschaftsentwicklung und der allgemeinen Zufriedenheit mit dieser Entwicklung und damit langfristig abhängig vom Fortbestand der guten Konjunktur im weitesten Sinne des Wortes“ (Kaltefleiter 1966: 157). Daß auch die Gewichte zwischen den im Parteiensystem verbliebenen Gruppierungen im längszeitlichen Ablauf und im Querschnitt von der Konjunktur und von wirtschaftlichen Strukturbedingungen abhängen können, ist ein von Kaltefleiter vernachlässigter Aspekt. Ihn werden wir weiter unten untersuchen.

### 2.3.2.2. Von Modellen des Individualverhaltens ausgehende Studien

Bereits im vorhergehenden Abschnitt wurde darauf hingewiesen, daß in den Vereinigten Staaten etwa das Jahr 1970 einen Wendepunkt des Interesses an empirischen Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen markiert. Dies gilt — wie auch schon weiter oben (2.3.1.2.1.) deutlich wurde — unabhängig davon, ob die abhängige Variable über aggregierte Umfrageergebnisse oder über tatsächliche Wahldaten operationalisiert wird. Eine Schlüsselrolle bei der Auslösung dieses neuen Booms kommt fraglos der Publikation von Kramers (1971) Aufsatz über „Short Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior“ in den Jahren 1896 bis 1964 zu. In Kramers Arbeit wird auch erstmals der von mehreren weiteren Untersuchungen aufgegriffene Versuch unternommen, eine Beziehung von makroökonomischen Entwicklungen und Wahlergebnissen im Aggregat nicht einfach zu postulieren, sondern sie aus einem Modell der Wahlentscheidung des einzelnen Wählers herzuleiten. Da wir hier jedoch vorwiegend an empirischen Befunden interessiert sind, erfolgt keine ausführliche Diskussion dieser Entscheidungsmodelle.

Kramer (1971: 133 f.) verwirft die hinter dem Downsschen Entscheidungsmodell<sup>39</sup> stehende Rationalitätsannahme und setzt an seine Stelle eine einfache Entscheidungsregel, nach welcher der Wähler sich nur daran orientiert, ob die Leistungsbilanz der bisherigen Regierung „gut genug“ ist oder nicht: „If the performance of the incumbent party is ‚satisfactory‘ according to some simple standard, the voter votes to retain the incumbent governing party in office to enable it to continue its present policies, while if the incumbent’s performance is not ‚satisfactory‘, the voter votes against the incumbent to give the opposition party a change to govern.“ Dabei stellt sich sofort das Problem, was als „satisfactory“ gilt und was nicht. Dieses Problem löst Kramer theoretisch, indem er als Kriterium bestimmte Wählererwartungen über die Werte der ökonomischen Variablen im Wahljahr unterstellt, die als

---

<sup>39</sup> Cf. 1.2.1.1.

Extrapolationen aus den Vorjahreswerten zustande kommen. Um die Kalkulationen der einzelnen Wähler über ihre Zufriedenheit mit der Regierungspolitik zu einer gesamtgesellschaftlichen Präferenz- und Wahlfunktion zusammenzufassen, bedürfte es bestimmter Annahmen über die Verteilung im Elektorat der von Kirchgäßner als „Sprungstellen“ bezeichneten Werte, wo Zufriedenheit in Unzufriedenheit umschlägt, und über die Verteilung der Extrapolationsparameter, welche die Erwartungswerte determinieren. Kramer hält hier den individualistischen Ansatz nicht durch und springt in der Argumentation ohne Berücksichtigung des Aggregationsproblems unmittelbar auf die Aggregatebene, für die er die aus anderen Arbeiten bereits bekannte Abhängigkeit des Abschneidens der Partei des Präsidenten bei Kongreßwahlen von den aktuellen Werten einiger makroökonomischer Indikatoren folgert<sup>40</sup>.

Diese von Kramer in die Analyse einbezogenen ökonomischen Variablen sind die Veränderung der Arbeitslosenquote und die prozentualen Veränderungen des nominalen und des realen pro-Kopf Einkommens gegenüber dem Vorwahljahr sowie die Inflationsrate im Wahljahr. Daneben wird eine lineare Trendvariable spezifiziert. Als abhängige Variable dient der Stimmenanteil der Partei des amtierenden Präsidenten bei den 31 Kongreßwahlen von 1896 bis 1964 mit Ausnahme der in die Zeit der Weltkriege fallenden Wahlen von 1918, 1942 und 1944 und der Wahl von 1912<sup>41</sup>. Die mittels Regressionsanalyse berechneten inhaltlichen Ergebnisse Kramers lassen sich etwa wie folgt zusammenfassen: Zunahmen sowohl des nominalen wie des realen Einkommens verbessern die Wahlchancen der Präsidentenpartei, Preissteigerungen verschlechtern sie. Beide Resultate sind statistisch hochsignifikant, allerdings verliert die Inflationsrate ihren signifikanten Effekt, wenn zusätzlich statt der nominalen reale Einkommenszuwächse in das Modell einbezogen werden. Die Inflation hat also keinen eigenständigen Einfluß auf das Wahlergebnis, sondern wirkt nur über die Reduktion der Realeinkommen. Der Koeffizient der Veränderung der Arbeitslosenquote hat entgegen der Erwartung stets ein positives Vorzeichen, ist aber weit von statistischer Signifikanz entfernt. In einer separaten Studie der gleichen Wahlen wiederholt Kramer (1972: 271 - 281) diese Analysen für vier ausgewählte counties, für die entsprechende Werte der ökonomischen Variablen angenähert werden können, mit dem Resultat, daß die Wirtschaftslage in den gesamten Vereinigten Staaten die längs-

---

<sup>40</sup> Eine ausführlichere Darstellung von Kramers Arbeit findet sich bei Dinkel (1977 a: 118 - 126), der auch einige kritische Stellungnahmen aus der Literatur zusammenfaßt.

<sup>41</sup> Vor diese Wahl fällt die Abspaltung der Progressive Party von den Republikanern.

zeitliche Entwicklung der Wahlergebnisse besser zu erklären vermag als die wirtschaftliche Situation der betreffenden county. Die in der früheren Arbeit ermittelten Ergebnisse über die Wirkungsweisen der ökonomischen Variablen werden der Richtung nach weitgehend reproduziert. Überdies wird gezeigt, daß die wirtschaftliche Situation sich sehr viel stärker auf das Abschneiden der Präsidentenpartei als auf dasjenige der Wahlkreiskandidaten auswirkt, was theoretischen Erwartungen über die Zuschreibung wirtschaftspolitischer Verantwortung entspricht.

Über Kramers Arbeiten veranstaltete die American Economic Association ein Symposium, dessen Beiträge in der *American Economic Review* von 1973 abgedruckt wurden. Scharf ins Gericht mit Kramer ging vor allem Stigler (1973), in dessen Beitrag auch eigene empirische Untersuchungen der Kongreßwahlen von 1896 bis 1970 wiedergegeben sind. Stigler mißt Veränderungen der ökonomischen Variablen über zwei Jahre statt — wie Kramer — über ein Jahr hinweg, benützt aber ansonsten den gleichen Regressionsansatz wie jener. Weder für Arbeitslosigkeit noch für Einkommen entdeckt er signifikante Beziehungen; für die Inflationsrate reproduziert er den von Kramer gefundenen signifikant negativen Zusammenhang mit dem Stimmenanteil der Partei des Präsidenten. Trotzdem nennt er seine Resultate bezüglich der vermuteten Abhängigkeit von Wahlergebnissen von der Wirtschaftslage „strongly nihilistic“ und argumentiert, daß insbesondere die Arbeitslosigkeit im Aggregat eines *rationalen* Elektorats sich auf Wahlergebnisse gar nicht auswirken dürfte (Stigler 1973: 160 - 162). Während McCracken (1973) Stiglers Argumente über das zu erwartende Fehlen einer Beziehung zwischen kurzfristigen Konjunkturschwankungen und Wahlergebnissen weitgehend unterstützt, hält Okun (1973) — meines Erachtens völlig zu Recht — Stigler entgegen, daß seine eigenen empirischen Ergebnisse von denjenigen Kramers gar nicht so weit entfernt sind, um eine derart unterschiedliche inhaltliche Interpretation zu tragen<sup>42</sup>.

Das von Kramer vernachlässigte Problem der Aggregation von Individualpräferenzen verfolgt Lepper (1974: 68 - 70) etwas weiter, die sich in ihrer Studie auf die Arbeitslosenquote und die Inflationsrate und die Veränderung beider Variablen gegenüber dem Vorjahr beschränkt. Sie zeigt, daß für jeden Wähler zu jedem Wert der einen ökonomischen

---

<sup>42</sup> Ausführlicher über diese Kontroverse berichtet Dinkel (1977 a: 124 - 128). Neben den Papieren Stiglers, Okuns und McCrackens verdient auch Rikers mündlicher Diskussionsbeitrag Beachtung, der ebenfalls in der *American Economic Review* 63 (1973), pp. 178 f., abgedruckt ist und sich kritisch mit dem Versuch Kramers auseinandersetzt, die theoretische Perspektive der Nutzentheorie mit der Aggregatdatenanalyse zu verbinden.

Variablen ein bestimmter Wert der anderen existiert, ab dem die Regierung nicht mehr gewählt wird. Eine graphische Darstellung dieser Wertekombinationen führt zu für jeden Wähler spezifischen „satisfaction curves“, welche die Arbeitslosigkeits-Inflations-Ebene in zwei Teile danach zerschneiden, ob bei einer gegebenen Wirtschaftslage die Regierung noch gewählt wird oder nicht. Hat man erst einmal die Verteilung der „satisfaction curves“ der einzelnen Wähler, dann ist es zumindest graphisch völlig unproblematisch, bei gegebenen Werten der ökonomischen Variablen die aggregierte Wahlfunktion abzulesen.

In ihren empirischen Analysen beschränkt sich Lepper (1974: 70 - 76) jedoch wie schon Kramer auf die Aggregatebene und verzichtet auf Rückschlüsse auf die Verteilung und die Form der individuellen „satisfaction curves“ und der abgeleiteten „constant vote line“. Objekt ihrer Untersuchung sind ebenfalls die Kongreßwahlen von 1896 bis 1964, und die Spezifikation des Regressionsmodells entspricht bis auf die Vernachlässigung der Einkommensvariablen derjenigen Kramers. Die Befunde zur Rolle der Inflation decken sich völlig mit denjenigen Kramers; zur Rolle der Arbeitslosigkeit widersprechen sie ihnen teilweise. Für die Arbeitslosenquote selbst werden dem Betrag nach kleine und insignifikante Koeffizienten berechnet, aber für die Veränderung der Arbeitslosenquote gegenüber dem Vorjahr — also für die von Kramer erfolglos verwandte Variable — ergibt sich ein signifikanter negativer Zusammenhang mit dem Stimmenanteil der Partei des Präsidenten. Dieser Gegensatz muß allerdings unter dem Vorbehalt gesehen werden, daß Leppers Analyse das pro-Kopf Einkommen ausschließt und Kramer die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation stets nur in Verbindung mit demjenigen des Einkommens schätzt, so daß seine andersartigen Ergebnisse durch Multikollinearität von Arbeitslosigkeit und Einkommensniveau erklärt werden könnten<sup>43</sup>. Für die Jahre 1926 bis 1966 schätzt Lepper (1974: 76 - 79) ihr Modell für 15 nach der Verfügbarkeit der Daten ausgewählte counties und Gemeinden, wobei von wenigen Ausnahmen abgesehen die für die gesamten Vereinigten Staaten ermittelten Zusammenhänge zumindest der Richtung nach repliziert werden.

Arcelus (1975 a) und Meltzer gehen zwar argumentativ von dem Downsschen Modell der individuellen Wählerentscheidung aus, überspringen aber das Aggregationsproblem und machen sich sogleich an die Spezifikation der zu schätzenden Beziehung im Aggregat. Als abhängige Variablen werden die Wahlbeteiligung und die Stimmenanteile von Demokraten und Republikanern bei Kongreßwahlen betrachtet. Die

<sup>43</sup> Dieses Argument führt auch schon Stigler (1973: 163) in seinem Kommentar zu Kramers Studie an.



drei Personenkreise der tatsächlich wählenden Wahlberechtigten und der für die Demokraten bzw. die Republikaner Stimmenden werden dreigeteilt in diejenigen, die sich erstens gewohnheits- und regelmäßig so verhalten, die sich zweitens nur bei in Verbindung mit Präsidentenwahlen stattfindenden Kongreßwahlen so verhalten und sich dabei an der Parteizugehörigkeit des Präsidenten orientieren und schließlich die Gruppe der über ihre Wahlbeteiligung bzw. ihre Parteipräferenz nach der Wirtschaftslage entscheidenden Wähler. Als makroökonomische Indikatoren dienen die Inflationsrate, die Arbeitslosenquote und der reale mittlere Stundenlohn. Goodman (1975) und Kramer wie auch Bloom (1975: 1249 - 1251) und Price haben den Aufsatz von Arcelus und Meltzer scharf kritisiert, vor allem wegen der zum Teil wenig sinnvollen und völlig unüblichen Operationalisierungen der ökonomischen Variablen. Die Entgegnung von Arcelus (1975 b) und Meltzer kann die meisten dieser Einwände nicht entkräften, so daß ihre Schätzergebnisse zur Ermittlung der Anteile der verschiedenen Gruppen von Wählern im Gesamtektorat und der Effekte der Wirtschaftslage auf die Wahlergebnisse mit Vorbehalten betrachtet werden müssen. Sie besagen, daß bei den Kongreßwahlen von 1896 bis 1970 makroökonomische Variablen weder die Wahlbeteiligung noch die Kräfteverhältnisse zwischen den Parteien systematisch beeinflußt haben und zwar unabhängig davon, ob die Parteizugehörigkeit des Präsidenten in die Untersuchung einbezogen wird oder nicht. Dieses Fazit steht in klarem Widerspruch zu Kramers und Leppers Arbeiten, in denen die gleichen Wahlen untersucht worden sind.

In einem weiteren Aufsatz wendet Meltzer (1975 a) ein in seiner Logik identisches Modell auf die Präsidentschaftswahlen der Jahre 1960 bis 1972 in den 48 US-Staaten außer Alaska und Hawaii an, verfügt also über 192 Meßwerte für eine kombinierte Quer- und Längsschnittanalyse. Wieder wird die Aggregationsproblematik übersprungen. Als ökonomische Variablen werden für jeden Staat das pro-Kopf Steueraufkommen, die Bundeszuschüsse an den Staat und seine Gemeinden, die Abweichungen der Veränderungsrate beider Variablen vom Mittel aller Staaten, die Arbeitslosenquote und ihre Veränderung gegen das Vorjahr, die Inflationsrate und schließlich der Zuwachs des pro-Kopf Einkommens herangezogen. In der kombinierten Untersuchung aller Daten zeigt sich, daß Inflation und Arbeitslosigkeit viel stärker auf die Wahlergebnisse wirken als Einkommensveränderungen, die Steuerlast oder Transferzahlungen des Bundes an Einzelstaaten und Gemeinden. Inflation verringert die für die Präsidentschaftskandidaten beider Parteien abgegebenen Stimmen, wobei die Republikaner stärkere Einbußen verzeichnen als die Demokraten. Hohe Arbeitslosigkeit schadet republikanischen und nützt demokratischen Präsidentschaftskandida-

ten, dabei wirkt das Niveau der Arbeitslosenquote weit stärker als ihre Veränderung. Diese Ergebnisse widersprechen teilweise dem bereits häufig berichteten Resultat, daß vor allem der Wahlerfolg von Amtsinhabern und ihrer Partei sensitiv gegenüber der Wirtschaftslage ist. Bei Querschnittanalysen der einzelnen Wahlen werden diese Zusammenhänge nur zum Teil reproduziert. Konsistent, wenn auch nicht immer statistisch signifikant, ist nur das Ergebnis über den Effekt hoher Arbeitslosigkeit, die bei allen Wahlen die demokratischen Bewerber um das Präsidentenamt begünstigt. Die Vorzeichen der Koeffizienten der Inflationsrate in den Gleichungen für die drei abhängigen Variablen dagegen kehren sich von einer Wahl zur anderen teilweise um, und Meltzer (1975 a: 796) zieht das Fazit: „We find little evidence in our work of the raw material for a predictive theory... We find that the influence of variables shifts“<sup>44</sup>.

Ebenfalls mit Präsidentschaftswahlen befaßt sich die letzte Studie, über die hier berichtet werden muß. Das von Fair (1976) für die Entscheidung des einzelnen Wählers formulierte Modell ähnelt sehr stark demjenigen Kirchgäßners, das weiter oben (2.3.1.2.3.) skizziert wurde. Der Hauptunterschied besteht darin, daß Fair die Erwartungen über den mit den einzelnen Kandidaten assoziierten Nutzen abhängig sieht von den vergangenen Leistungen von Präsidenten entsprechender Parteizugehörigkeit. Dadurch ergibt sich die Frage nach den Zeithorizonten der Wähler und der Vergessensrate, der vergangene Erfahrungen unterliegen. Das Problem der Präferenzenaggregation behandelt Fair (1976: 7-10) ebenfalls parallel zu Kirchgäßner, indem er die Möglichkeiten der linearen Gleichverteilung und der Normalverteilung der „Sprungstellen“ diskutiert, an denen Parteipräferenzen umschlagen.

Die empirische Analyse gilt den Präsidentenwahlen der Jahre 1892 bis 1972. Als abhängige Variable dient der Anteil der Stimmen der Partei, die bisher den Präsidenten stellte, an den insgesamt für den demokratischen und den republikanischen Kandidaten abgegebenen Stimmen; unabhängige Variablen sind das reale Bruttosozialprodukt pro Kopf und seine Wachstumsrate, die Arbeitslosenquote und ihre Veränderung sowie die Inflationsrate. Neben den Gewichten dieser Variablen versucht Fair, die Zeithorizonte der Wähler und eventuelle asymmetrische Reaktionen auf Veränderungen der Wirtschaftslage zu schätzen. Seine Befunde zu diesen beiden Fragen sind allerdings ausgesprochen negativ. Asymmetrische Effekte können für keine Variable

---

<sup>44</sup> Die im Anschluß an den Aufsatz abgedruckte Diskussion mit Kommentaren von Kramer (1975 b), Stigler (1975) und einer Antwort von Meltzer (1975 b) dreht sich hauptsächlich um diese Interpretation der von Wahl zu Wahl unterschiedlichen Gewichte und Vorzeichen von einigen unabhängigen Variablen.

nachgewiesen werden und ebensowenig längerfristige Zeithorizonte der Wähler. Die besten Prädiktoren sind stets die Werte der ökonomischen Variablen zum Zeitpunkt der Wahl oder ihre Veränderungen gegenüber dem Vorwahljahr. Ihre Koeffizienten gehen sämtlich in die erwartete Richtung — Arbeitslosenquote und Inflationsrate negativ, reales Bruttosozialprodukt pro Kopf positiv — als statistisch signifikant erweist sich jedoch nur der Koeffizient der Zuwachsrates des realen Bruttosozialprodukts pro Kopf. Dieses Resultat entspricht weitgehend Kramers Ergebnissen zu den Kongreßwahlen etwa des gleichen Zeitraums, obwohl Fair mit dem Bruttosozialprodukt, Kramer mit dem Einkommen pro Kopf arbeitet. Damit ist gezeigt, daß Kongreß- und Präsidentenwahlen sich in der Rolle ökonomischer Bedingungsfaktoren nicht in dem Maß unterscheiden, wie Kramer erwartet hatte.

#### 2.4. Zusammenfassung

Der Stand der Forschung zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnissen bietet ein komplexes, um nicht zu sagen verwirrendes Bild, und wir wollen uns hier bemühen, etwas Ordnung in diese Vielfalt zu bringen. Beginnen wir mit einer negativen Feststellung: Die häufig vorgebrachte Forderung, diesen Zusammenhang mittels einer Kombination von Individual- und Aggregatdaten zu untersuchen, ist bislang nirgends erfüllt worden. Auch im weiteren Verlauf dieser Arbeit wird das nicht geschehen. Doch zurück zu dem was ist: Klar verteilt sind die geographischen Schwerpunkte von Forschungsansätzen und -ergebnissen. Für die Bundesrepublik liegen Aggregatstudien von tatsächlichen Wahlergebnissen noch überhaupt nicht vor, und die mit aggregiertem Umfragematerial arbeitenden Beiträge von Frey, Ronning und Kirchgäßner kommen zu uneinheitlichen Ergebnissen, die auch von der Abgrenzung des Untersuchungszeitraums abhängen. Auf der Individualebene ist die vorherrschende Perspektive die, daß Wahrnehmungen objektiver ökonomischer Gegebenheiten von der Parteipräferenz determiniert werden und nicht etwa umgekehrt. Roths Untersuchung (1973) hat dieser Auffassung zusätzliche Unterstützung gegeben, läßt allerdings die Rolle der Wahrnehmung der subjektiven wirtschaftlichen Lage noch weitgehend ungeklärt. Für Großbritannien ist die Evidenz aus Aggregatanalysen von Wahldaten dürftig; die auf aggregierten Popularitätsdaten beruhenden Arbeiten von Goodhart und Bhansali und Kirchgäßner stimmen trotz methodischer Differenzen in den Befunden überein, daß die Popularität der Regierung stärker auf Fluktuationen der Wirtschaftslage reagiert als die Popularität der einzelnen Oppositionsparteien und daß Arbeitslosigkeit und Inflation der Regierungspopularität abträglich sind. Das letztere Ergebnis entspricht

dem von Butler auf der Individualebene erzielten, daß die einzelnen Wähler die Regierung für eine wahrgenommene Verbesserung der Wirtschaftslage belohnen, für Verschlechterungen bestrafen. Für sonstige europäische Länder sind entsprechende Analysen nur ganz sporadisch bekannt geworden (Rosa 1976).

Die Hochburg der einschlägigen Forschung sind die Vereinigten Staaten, in denen die Aggregatanalyse dominiert. Die einzelnen Studien und ihre Ergebnisse zu rekapitulieren, hat wenig Sinn, und wir wollen stattdessen versuchen, sie in einer tabellarischen Übersicht zusammenzufassen. Dies ist wohlgerneht ein etwas gewagtes Unterfangen, da die unterschiedlichen Ansätze und alle vorsichtigen Differenzierungen der einzelnen Arbeiten außer Acht gelassen werden müssen. Wir konzentrieren uns auf drei der am häufigsten verwandten ökonomischen Variablen — nämlich Arbeitslosigkeit, Inflation und Einkommen bzw. verwandte Indikatoren — und klassifizieren die einzelnen Aggregatanalysen danach, welche Effekte dieser Variablen sie auf die jeweiligen abhängigen Variablen konstatieren. Als abhängige Variablen unterscheiden wir die Popularität bzw. das Wahlergebnis des Präsidenten bzw. seiner Partei und Wahlabsichten bzw. Wahlergebnisse für die demokratische und die republikanische Partei. Die berichteten Effekte klassifizieren wir danach, ob eine Zunahme oder ein hoher Wert der jeweiligen unabhängigen ökonomischen Variablen sich positiv, negativ oder gar nicht auf die jeweilige abhängige Variable auswirkt. Überdies halten wir fest, wenn eine asymmetrische Reaktion auf eine ökonomische Variable berichtet wird. Wir lassen außer Betracht, ob Präsidenten- oder Kongreßwahlen untersucht werden, ob die Analyse auf gesamtstaatlicher oder subnationaler Ebene angesiedelt ist, ob aggregierte Umfrage- oder Wahldaten verwandt werden und wie die ökonomischen Variablen genau operationalisiert sind. Bei der Entscheidung darüber, ob eine bestimmte Studie irgendwo einen Zusammenhang meldet oder nicht, haben wir uns an berichtete statistische Signifikanz gehalten; dieses Kriterium ist anfechtbar aber das einzig verfügbare. Schwierigkeiten bereitet es uns dann, wenn Kramer beispielsweise bei Verwendung des Nominaleinkommens in seinem Modell einen signifikanten negativen Effekt der Inflation anführt, nicht aber bei Verwendung des Realeinkommens. In solchen Fällen geben wir die *isolierte* Wirkung der betreffenden ökonomischen Variablen wieder. Tabelle 1 enthält die resultierende Klassifikation aller Aggregatdatenstudien, die für die Vereinigten Staaten mindestens eine Kombination aus den erwähnten abhängigen und unabhängigen Variablen untersuchen.

Tabelle 1 erlaubt eine Reihe interessanter Feststellungen über den Stand der amerikanischen Forschung zu unserer Fragestellung. Zunächst

Tabelle 1

**Auswirkungen von einigen makroökonomischen Variablen auf die Ergebnisse von Kongreß- und Präsidentenwahlen und auf Popularitätswerte in USA**

Unabhängige Variable	Wirkung	Popularität bzw. Wahlabsicht bzw. Wahlergebnis für		
		Präsidenten bzw. Präsidentenpartei	Demokraten	Republikaner
Arbeitslosigkeit	positiv		Rees (1962) Meltzer (1975 a)	
	negativ	Mueller (1970, 1973) Lepper (1974) Kernell (1975) Ronning (1975) Frey (1976 c)		Rees (1962) Meltzer (1975 a)
	keine	Kramer (1971) Stigler (1973) Arcelus (1975 a) Stimson (1976) Fair (1976)	Arcelus (1975 a)	Arcelus (1975 a)
	asymmetrisch	Kernell (1975)		
Inflation	positiv	Pearson (1948)		
	negativ	Kramer (1971) Stigler (1973) Lepper (1974) Kernell (1975) Ronning (1975) Frey (1976 c) Kenski (1977)	Meltzer (1975 a)	Meltzer (1975 a)
	keine	Arcelus (1975 a) Fair (1976)	Arcelus (1975 a)	Arcelus (1975 a)
	asymmetrisch	Kernell (1975)		
Einkommen/ Sozialprodukt/ Konsumniveau	positiv	Ogburn (1935) Gosnell (1942) Clark (1943) Kramer (1971) Bloom (1975) Tufte (1975) Fair (1976) Frey (1976 c)	Wright (1974)	
	negativ			
	keine	Ogburn (1940) Stigler (1973) Arcelus (1975 a) Ronning (1975)	Rees (1962) Arcelus (1975 a) Meltzer (1975 a)	Rees (1962) Arcelus (1975 a) Meltzer (1975 a)
	asymmetrisch	Bloom (1975)		

fällt auf, daß die Auswirkungen der Wirtschaftslage auf „die Regierenden“, sei es der Präsident oder seine Partei, weitaus intensiver untersucht worden sind als diejenigen auf die Popularität und das Abschneiden der beiden großen Parteien bei Wahlen. Bemerkenswert ist auch, daß einander diametral widersprechende Befunde äußerst selten sind; häufiger kommt es vor, daß einige Arbeiten einen signifikanten Effekt nach einer bestimmten einheitlichen Richtung berichten, während andere das Vorliegen eines Zusammenhangs negieren. Am undeutlichsten ist das Bild für die Arbeitslosigkeit, für die gleich oft ein negativer bzw. gar kein Effekt auf „die Regierenden“ konstatiert wird. Für die Inflationsrate wird überwiegend eine negative, für Einkommenssteigerungen eine positive Wirkung berichtet. Damit gleichen die Ergebnisse der aggregatdatenorientierten Forschung zu den amerikanischen Verhältnissen mit der möglichen Ausnahme der Arbeitslosigkeit fast völlig den über Großbritannien vorliegenden und sie entsprechen der von Fiorina und Wides auf der Individualenebene ermittelten Tatsache, daß konjunkturelle Abwärtsbewegungen in der Regel der Popularität und den Wiederwahlchancen von Amtsinhabern schaden und umgekehrt. Die in dem zu Beginn der Einleitung wiedergegebenen Zitat von Helmut Schmidt enthaltene Erkenntnis erfährt also durch die vorliegenden Forschungen über Großbritannien und besonders die Vereinigten Staaten eine deutliche Unterstützung.

Die Fülle der Arbeiten über den Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlresultaten in den Vereinigten Staaten derart auf einen Nenner bringend unterschlägt man natürlich die zahlreichen Differenzen, die zwischen einzelnen Studien im Detail bestehen. Auch berücksichtigt Tabelle 1 nur drei der ökonomischen Variablen, die bislang in entsprechende Untersuchungen Eingang gefunden haben, so daß die Breite der vorliegenden Resultate in dieser analytischen Zusammenschau stark verkürzt wird. Derartige Abweichungen im Detail können zurückgehen auf Unterschiede in der Anlage und Durchführung der einzelnen Studien. Sie untersuchen verschiedene Wahlen (Präsidenten- und Kongreßwahlen) in verschiedenen Perioden auf verschiedenen Aggregations-ebenen mit verschiedenartigen Daten. Sie versuchen, das Abschneiden des Präsidenten und seiner Partei oder das einzelner Parteien zu erklären. Sie arbeiten mit Quer- und Längsschnittdaten, spezifizieren unterschiedliche Modelle, verwenden verschiedene unabhängige Variablen und Kombinationen solcher Variablen, unterscheiden sich in der Operationalisierung der Variablen und überprüfen ihre Hypothesen mit unterschiedlichen Methoden. In Anbetracht dieser Vielfalt ist die Konsistenz der in Tabelle 1 wiedergegebenen Resultate schon fast erstaunlich und kann als ein Hinweis auf systematische Zusammenhänge gedeutet werden, die gegenüber derartigen Variationen des Ansatzes und

der Methode ziemlich invariant sind. Es bleibt abzuwarten, ob wir für die Bundesrepublik die britischen und amerikanischen Ergebnisse replizieren und eine ähnlich starke Strukturkonstanz ermitteln können.

### **3. Die Anlage der empirischen Untersuchungen**

#### **3.1. Vorbemerkung: Zur Systematik**

Bevor wir die eigenen Ergebnisse zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten vorlegen, ist eine Beschreibung des Forschungsplans angezeigt. Sie soll in diesem dritten Kapitel geliefert werden. Wir beginnen mit einer Präzisierung des Erkenntnisinteresses, von dem diese Arbeit ausgeht. Anschließend kommen wir zum Aufbau der kombinierten Längs- und Querschnittanalyse der Bundes- und Landtagswahlen bis einschließlich 1976. Wir liefern hier einen Überblick über die Analyseeinheiten, die abhängigen und unabhängigen Variablen und ihre Operationalisierungen und über die zu schätzenden Modelle. Die gleichen Informationen werden über die Querschnittuntersuchung der Rolle der Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1976 gegeben. Das Kapitel schließt mit einigen Bemerkungen zur Methode, wobei die Probleme von Aggregatanalysen in der Wahlforschung und die hier eingesetzte Regressionstechnik im Vordergrund stehen.

#### **3.2. Erkenntnisinteresse und -anspruch der Arbeit**

In dieser Arbeit wird nach Möglichkeit nicht auf der Individualebene argumentiert. Wir gehen nicht aus von einem Modell der individuellen Wählerentscheidung, aus dem mittels Präferenzenaggregation Zusammenhänge zwischen ökonomischen Variablen und Wahlergebnissen im Aggregat abgeleitet werden. Stattdessen wird unmittelbar versucht, derartige Zusammenhänge auf der Aggregatebene auszumachen und sie quantitativ zu beschreiben. Schlußfolgerungen über individuelles Verhalten werden daraus in der Regel nicht gezogen. Für diesen Verzicht lassen sich eine Reihe von Argumenten anführen.

Zum ersten liegen in der Literatur mehrere bei der Individualentscheidung ansetzende Arbeiten vor, über die weiter oben kurz und ausführlich bei Dinkel (1977 a) berichtet worden ist. Sie in ihren theoretischen Ausführungen hier zu duplizieren, erscheint nicht sinnvoll, denn wer an der Individualebene besonders interessiert ist, kann die entsprechenden Annahmen über Nutzenkalkulationen und Präferenzenaggregation selbst leicht nachtragen. Das gleiche gilt für den Fall, daß wir tatsächlich auf der Ebene bestimmter regionaler Einheiten Bezie-



hungen zwischen Wahlergebnissen und makroökonomischen Zuständen entdecken. Es sollte dann prinzipiell möglich sein, Rückschlüsse über die Rolle der betreffenden ökonomischen Variablen im Nutzenkalkül der rationalen Wähler und über die Verteilung der „Sprungstellen“ im Elektorat zu ziehen, an denen Zufriedenheit mit Parteien, Personen und Programmen in Mißbehagen übergeht.

Damit kommen wir jedoch zum zweiten Einwand gegen die Argumentation auf der Ebene des individuellen Wahlverhaltens. Weder Kirchgäßner (1974) noch Fair (1976) ist es gelungen, mittels ihrer empirischen Aggregatanalysen zwischen verschiedenen Hypothesen über die Form dieser Verteilung der „Sprungstellen“ zu differenzieren. Das liegt nach meiner Auffassung vor allem daran, daß die Theorie der Auswirkungen von ökonomischen Variablen auf das individuelle Wahlverhalten derzeit noch viel zu global und unpräzise formuliert ist, um einerseits die Ableitung bestimmter Modellspezifikationen auf der Aggregatenebene und andererseits die Ableitung konkreter Folgerungen für die Individualebene aus empirisch ermittelten Beziehungen im Aggregat zuzulassen. Wir haben es hier mit einem für die Sozialwissenschaften geradezu typischen Problem zu tun, nämlich dem Auseinanderfallen von theoretischer Sprache und Beobachtungssprache (Blalock 1968). Die Theorie der rationalen Wählerentscheidung sagt uns nichts über die tatsächlichen Argumente der Nutzenfunktion, also über die Auswahl der für eine Aggregatanalyse relevanten ökonomischen Variablen. Sie sagt uns außer der vermuteten Richtung von Zusammenhängen wenig über die genaue Form der individuellen Nutzenfunktion und damit über die funktionale Form der im Aggregat zu erwartenden Beziehungen. Sie sagt nichts über Wirkungsverzögerungen und über differentielle Effekte in Wahlen verschiedener Ebenen wie z. B. Bundes- und Landtagswahlen. Die am häufigsten anzutreffende Version der Theorie bezieht sich auf die Zufriedenheit mit der Regierung, über das bei einer gegebenen Wirtschaftslage zu erwartende Abschneiden einzelner Parteien bei Wahlen erfahren wir in der Regel ebenso wenig wie über wahrscheinliche Gewichtsverlagerungen innerhalb einer Koalition.

Zu all diesen Fragen müssen in empirischen Aggregatanalysen Entscheidungen getroffen werden, die sich an der Verfügbarkeit von Daten und an Plausibilitätserwägungen orientieren. Diese ad-hoc Entscheidungen zur Operationalisierung und zur inhaltlichen Spezifikation der Modelle kann man mit Blalock (1968) anspruchsvoll als „Hilfstheorien“ bezeichnen. Eine derartige Fülle von „Hilfstheorien“ macht es aber im Einzelfall nahezu unmöglich festzustellen, worauf eine mangelnde Übereinstimmung zwischen Modell und Realität zurückgeht, ob wir also eine oder mehrere der „Hilfstheorien“ oder die allgemeine Theorie über

das Verhalten rationaler, nutzenmaximierender Wähler verabschieden müssen. Nur am Rande soll bemerkt werden, daß bei der empirischen Arbeit auf zahlreiche derartige Zusatzannahmen angewiesen zu sein, eine optimale Strategie zur Immunisierung von Theorien gegen Widerlegung ist. Zentral ist an dieser Stelle dagegen, daß die für einzelne Wähler formulierten Entscheidungstheorien allein nicht festlegen, in welchen Fällen welche Beziehungen zwischen welchen Variablen der Aggregatebene bestehen sollten, und daß aus im Aggregat beobachteten Beziehungen nicht ohne weiteres abgeleitet werden kann, daß einzelne Wähler so und nicht anders auf ökonomische Gegebenheiten reagieren und wie ihre Reaktionen verteilt sind.

Ein drittes Argument für die Beschränkung auf die Aggregatebene lautet, daß bei allem Interesse an individuellem Verhalten auch die Assoziationen zwischen Aggregatvariablen ein relevantes sozialwissenschaftliches Erkenntnisobjekt sind. Zur Einordnung der entsprechenden Forschung muß differenziert werden nach den Ebenen, auf denen abhängige und unabhängige Variablen gemessen werden können. Sicher sind sein Einkommen und eventuelle Arbeitslosigkeit wichtig zur Erklärung der Wahlentscheidung des einzelnen Wählers. Wichtig ist aber auch der entsprechende ökonomische Kontext, ob er also in einem Land, einem Wahlkreis, einer Gemeinde mit besonders hohem oder niedrigem Einkommensniveau oder besonders hoher oder niedriger Arbeitslosigkeit lebt. Ganz besonders gilt das für Variablen wie Arbeitslosigkeit — von der ja selbst nur eine Minderheit der Wähler betroffen ist — Inflation, Wirtschaftswachstum, Einkommensverteilung. Derartige Kontextvariablen können nutzbringend zur Erklärung des individuellen politischen Verhaltens herangezogen werden, sie können aber auch in Beziehung gesetzt werden zu den zusammengefaßten politischen Präferenzen in der entsprechenden regionalen Einheit.

Mit diesem Wechsel der Analyseebene sieht man sich sofort der Frage ausgesetzt, ob denn Schlüsse von der einen auf die andere Ebene überhaupt zulässig und möglich seien. Wir wollen auf diese Problematik von Aggregatanalysen in der Wahlforschung weiter unten noch zurückkommen, so viel aber sei hier gesagt: Derartige fragwürdige Schlüsse sind in der Aggregatdatenanalyse nicht zwingend notwendig. Gruppen von Wählern auf allen Ebenen sind ein ebenso legitimes wie wichtiges Objekt der Wahlforschung wie Individuen (Ranney 1962: 99 ff.). Man kann sicher eine ganze Menge interessanter Forschungsfragen nicht beantworten, ohne sich dem Verhalten des einzelnen zuzuwenden, aber auch die zusammengefaßten Reaktionen ganzer Gruppen von Wählern auf bestimmte Ereignisse können wichtige Aufschlüsse geben, zumal sie es sind, die den politischen Prozeß bestimmen. Antworten auf die

Fragen, ob sich zum Beispiel die Wahlresultate in von einer ökonomischen Rezession besonders betroffenen Regionen oder Wahlkreisen systematisch von denjenigen in weniger in Mitleidenschaft gezogenen unterscheiden oder ob die Stimmenanteile bestimmter Parteien systematisch mit bestimmten ökonomischen Konstellationen kovariieren, haben bereits für sich genommen hohen Informationswert und liefern überdies Anregungen für die Umfrageforschung, die hinter diesen Zusammenhängen stehenden individual- und sozialpsychologischen Prozesse zu ergründen.

Aus dem zuletzt Gesagten wird deutlich, daß Studien auf der Individual- bzw. der Aggregatebene sich tendenziell in dem Ausmaß unterscheiden, in dem sie zur Deskription bzw. zur Erklärung beitragen können. Aggregatdatenanalysen sind vorwiegend als eher historisch-deskriptiv zu bezeichnen. Sie halten fest, wann und wo bestimmte Zusammenhänge bestanden haben, lassen jedoch die Frage nach dem „warum“ offen. „Erklärung“ wird nur im statistischen Sinn geboten, indem die Varianz der abhängigen Variablen — der Wahlergebnisse — durch die unabhängigen ökonomischen Variablen gebunden wird. Die vorliegende Arbeit wird sich ebenfalls mit derartiger quantitativ-historischer Deskription bescheiden. Sie soll herausfinden, ob in der Bundesrepublik bei Bundes- oder Landtagswahlen der so oft behauptete und für andere Länder auch überzeugend nachgewiesene Zusammenhang zwischen Wahlresultaten und der Wirtschaftslage besteht, wie dieser Zusammenhang für einzelne Wahlen und einzelne Zeitpunkte genau aussieht und welchen Komponenten der ökonomischen Situation dabei welches Gewicht zukommt. Den Einwand, daß wir uns damit einen Satz von unabhängigen Variablen vornehmen, die in der Perzeption der Wähler möglicherweise gar keine Rolle spielen, können wir in Anbetracht der gegenteiligen Evidenz getrost vernachlässigen<sup>45</sup>.

Mit einer derartigen Formulierung der Fragestellung handelt man sich sogleich Skepsis bezüglich der Allgemeinheit von solchen empirisch ermittelten Beziehungen ein. Natürlich wäre es erfreulich, wenn die Analyse halbwegs stabile Resultate zu Tage förderte, die sich nicht von Wahl zu Wahl, von Bundesland zu Bundesland, ja von Wahlkreis zu Wahlkreis veränderten. Für die USA haben wir ja weiter oben gesehen, daß die bislang vorliegenden Ergebnisse zumindest zur Popularität und zum Wahlerfolg von Präsidenten und ihren Parteien in erstaunlichem Maße invariant sind gegenüber Veränderungen im Untersuchungszeitraum und der Untersuchungsebene. Dennoch sind bescheidene Erwartungen angebracht. Es ist durchaus nicht auszuschließen, daß der Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in der Bun-

---

<sup>45</sup> Cf. dazu die in 2.2. zitierte Literatur.

desrepublik raum-zeitlich und für Wahlen verschiedener Ebenen differenziert beschrieben werden muß. Das kann nur denjenigen stören, der von der empirisch arbeitenden Sozialwissenschaft die Aufdeckung von ganz einfachen Regelmäßigkeiten und „Gesetzen“ verlangt. Wenn man diese Forderung für unrealistisch hält, dann bedeuten differenzierte Befunde nur, daß noch ebenso differenzierte Erklärungen nachzutragen sind, die verdeutlichen, warum in einem bestimmten Fall der Wahlausgang auf eine bestimmte Weise von der Wirtschaftslage abhängt und in einem anderen Fall ein andersartiger oder gar kein Zusammenhang festgestellt wird. Einfache Strukturen sind angenehmer zu analysieren und intellektuell befriedigender aber logisch um nichts „besser“ oder „wahrer“ als komplizierte Strukturen.

### **3.3. Kombinierte Quer- und Längsschnitt-Untersuchung der Bundes- und Landtagswahlen 1946 bis 1976**

#### **3.3.1. Die Analyseeinheiten**

Die Analyseeinheit der kombinierten Quer- und Längsschnitt-Untersuchung der Bundes- und Landtagswahlen der Jahre 1946 bis 1976 ist die einzelne Wahl auf der Ebene des jeweiligen Bundeslandes. Das bedeutet, daß jede Landtagswahl einen Analysefall darstellt, daß aber jede Bundestagswahl in ebenso viele Analysefälle zerlegt wird wie die Bundesrepublik zum Zeitpunkt der betreffenden Wahl Bundesländer hatte. Da im Saarland zum ersten Mal bei der Bundestagswahl 1957 gewählt werden konnte, enthält unser Datensatz also 78 „Bundestagswahlen“ auf Landesebene. Einschließlich West-Berlins fanden bis Ende 1976 85 Landtagswahlen statt, so daß insgesamt 163 Analysefälle auf Landesebene zur Verfügung stehen. Dazu kommen die Daten der acht Bundestagswahlen auf Bundesebene. Die Termine der einzelnen Wahlen sind in Anhang 8.1.1.1. wiedergegeben.

#### **3.3.2. Die abhängigen Variablen**

Auf die aktuelle Wirtschaftslage oder ihre Entwicklung zurückzuführen ist in dieser Arbeit das „Wahlergebnis“ der einzelnen Wahlen. Das „Wahlergebnis“ wird hier aufgefaßt als das Abschneiden der Parteien CDU/CSU, SPD und FDP und der jeweiligen Bundes- oder Landesregierung auf der Ebene des betreffenden Landes. Die Stimmenzahlen für die vier genannten Parteien liegen gut dokumentiert vor, allerdings müssen die Daten für einige frühe Landtagswahlen wegen Listenverbindungen mit sonstigen Parteien bereinigt werden (Anhang 8.1.1.2.). Bei Bundestagswahlen verwenden wir die Zweitstimmen-Ergebnisse. Die Quellen der Wahldaten sind in Anhang 8.1.1.3. aufgeführt.

Während das Abschneiden der Parteien problemlos durch ihre auf eine plausible Basisgröße bezogenen Stimmenanteile gemessen werden kann, sind für die jeweilige Regierung<sup>46</sup> eine Reihe von Operationalisierungen denkbar. Zunächst ist da der kombinierte Stimmenanteil aller an der Regierung beteiligten Parteien. Für Zwei-Parteien-Systeme ist ein naheliegendes Maß der Vorsprung des Stimmenanteils der Regierungspartei vor demjenigen der Oppositionspartei. Für die Zwecke des deutschen Drei-Parteien-Systems kann dieses Maß aufgespalten werden in einerseits den Abstand zwischen den kombinierten Stimmenanteilen aller Regierungs- und aller Oppositionsparteien und andererseits den Abstand zwischen den Stimmenanteilen der führenden Regierungs- und der führenden Oppositionspartei.

Wir erhalten somit vorläufig sechs abhängige Variablen, nämlich die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD, FDP und der Regierung, den Vorsprung des Stimmenanteils der jeweiligen Regierungskoalition vor demjenigen der Oppositionsparteien (hinfort auch „Vorsprung Regierung“ genannt) sowie schließlich den Vorsprung des Stimmenanteils der jeweils größten Regierungspartei vor demjenigen der größten Oppositionspartei („Vorsprung Regierungspartei“). Weitere sechs abhängige Variablen erhalten wir, wenn wir die Veränderungen dieser ersten sechs Variablen gegenüber der vorhergehenden Wahl berechnen. Diese Differenzen werden mit dem Zusatz „D-“ gekennzeichnet; „D-Vorsprung Regierungspartei“ steht also für die Veränderung des Stimmenvorsprungs der führenden Regierungspartei vor der führenden Oppositionspartei über die betreffende Legislaturperiode hinweg. Nochmals sechs abhängige Variablen können erzeugt werden, indem die Differenzen der ersten sechs Variablen gegenüber der vorherigen Wahl durch die Ausgangswerte dieser Wahl dividiert werden. Auf diese Weise mißt man die prozentualen Veränderungen der ersten sechs abhängigen Variablen von einer Wahl zur nächsten; sie sind mit dem Zusatz „PD-“ bezeichnet. Für die beiden Vorsprungs-Variablen werden entsprechende „PD-Variablen“ nicht definiert, weil sie bei Division durch die zum Teil sehr kleinen Ausgangswerte extrem schiefe Verteilungen hätten. Wir beginnen die Analyse also mit insgesamt sechzehn abhängigen Variablen.

Ein zentraler Punkt bei der Definition der abhängigen Variablen ist die Wahl der Bezugsgröße zur Berechnung der Stimmenanteile. Kon-

---

<sup>46</sup> In der empirischen Untersuchung werden Veränderungen in der Zusammensetzung einer Regierung während einer Legislaturperiode bei der nächsten folgenden Wahl unabhängig davon berücksichtigt, wie groß der zeitliche Abstand zwischen dieser Wahl und der Veränderung der Regierungszusammensetzung war. Die Daten über Regierungsbeteiligung stammen aus den *Statistischen Jahrbüchern für die Bundesrepublik Deutschland* und aus dem *Internationalen Handbuch des Munzinger-Archivs*.

ventionell wird dabei die Zahl der gültigen Stimmen verwandt, was aber für die Zwecke dieser Arbeit aus zwei Gründen wenig geeignet erscheint. Zum einen kann es vorkommen, daß eine Partei von einer Wahl zur anderen an Unterstützung gewinnt, daß aber ihr Anteil an den gültigen Stimmen sinkt, weil die Wahlbeteiligung unter den Anhängern ihrer Kontrahenten gegenüber der ersten Wahl zugenommen hat. Derartige Effekte der Wahlbeteiligung lassen sich ausblenden indem man die von den einzelnen Parteien gewonnenen Stimmen statt auf die gültigen Stimmen auf die Zahl der Wahlberechtigten bezieht. Zum zweiten gilt, daß sowohl im längszeitlichen wie im regionalen Vergleich die Konzentration des Parteiensystems der Bundesrepublik variiert. Besonders im zeitlichen Ablauf ist deutlich, daß in den 50er Jahren die Anteile der für CDU/CSU und SPD abgegebenen Stimmen an der Zahl der Wahlberechtigten wie auch an der Zahl der gültigen Stimmen ansteigende Trends aufweisen, die in erster Linie den Prozeß der Konzentration des Parteiensystems durch Aufsaugen kleinerer Parteien durch CDU und SPD markieren, also das deutsche „Wahlwunder“. Fluktuationen in der relativen Unterstützung für die drei großen bundesrepublikanischen Parteien lassen sich genau erst dann feststellen, wenn man derartige Trends und auch regionale Hochburgen von „Sonstigen“ durch die Definition der Stimmenanteile kontrolliert. Dies kann dadurch geschehen, daß man die Parteistimmen nicht auf die Zahl der Wahlberechtigten, sondern auf die Zahl der auf die drei großen Parteien entfallenden Wahlberechtigten bezieht. Diese fiktive Größe läßt sich unter der Annahme, daß die Parteipräferenzen sich unter Wählern und Nichtwählern gleich verteilen, als

#### Wahlberechtigte (1- Sonstige/Gültige Stimmen)

berechnen, wobei „Sonstige“ die Zahl der gültigen Stimmen bezeichnet, die weder auf CDU/CSU, SPD oder FDP entfallen. Nach dieser Klärung können wir nun die sechzehn abhängigen Variablen operational definieren, wobei BER für die Zahl der Wahlberechtigten, SON für die der Stimmen der sonstigen Parteien und GÜL für die der gültigen Stimmen steht und t und t - 1 die Zeitpunkte einer bestimmten Wahl und der vorhergehenden Wahl bezeichnen:

1. CDU/CSU = Stimmen für CDU/CSU/(BER(1 - SON/GÜL))
2. SPD = Stimmen für SPD/(BER(1 - SON/GÜL))
3. FDP = Stimmen für FDP/(BER(1 - SON/GÜL))
4. Regierung = Stimmen für die Regierungsparteien/(BER(1 - SON/GÜL))
5. Vorsprung Regierung = (Stimmen für die Regierungspartei(en) - Stimmen für die Oppositionspartei(en))/(BER(1 - SON/GÜL))

6. Vorsprung Regierungspartei = (Stimmen für die stärkste Regierungspartei – Stimmen für die stärkste Oppositionspartei)/(BER(1 – SON/GÜL))
7. D-CDU/CSU =  $CDU/CSU_t - CDU/CSU_{t-1}$
8. D-SPD =  $SPD_t - SPD_{t-1}$
9. D-FDP =  $FDP_t - FDP_{t-1}$
10. D-Regierung =  $Regierung_t - Regierung_{t-1}$
11. D-Vorsprung Regierung =  $Vorsprung Regierung_t - Vorsprung Regierung_{t-1}$
12. D-Vorsprung Regierungspartei =  $Vorsprung Regierungspartei_t - Vorsprung Regierungspartei_{t-1}$
13. PD-CDU/CSU =  $(CDU/CSU_t - CDU/CSU_{t-1})/CDU/CSU_{t-1}$
14. PD-SPD =  $(SPD_t - SPD_{t-1})/SPD_{t-1}$
15. PD-FDP =  $(FDP_t - FDP_{t-1})/FDP_{t-1}$
16. PD-Regierung =  $(Regierung_t - Regierung_{t-1})/Regierung_{t-1}$

In Tabelle 2 sind diese sechzehn für die Zwecke der Arbeit definierten Variablen für alle Bundes- und Landtagswahlen seit 1946 in Beziehung gesetzt zu entsprechenden Variablen, die man erhält, wenn man den Nenner der Variablen 1. bis 6. durch die Zahl der gültigen Stimmen, der Wahlberechtigten bzw. der auf CDU/CSU, SPD und FDP zusammen entfallenden gültigen Stimmen ersetzt. Diese Tabelle zeigt insgesamt recht hohe Korrelationen, wobei die Zahl der auf CDU/CSU, SPD und FDP gemeinsam entfallenden gültigen Stimmen als Nenner Maße ergibt, die den unseren am ähnlichsten sind. Die stärksten Unterschiede bestehen zu den aus den konventionellen Anteilen an den gültigen Stimmen berechneten Maßen. Andererseits sind diese Korrelationen nicht so hoch, daß man den Standpunkt vertreten könnte, die jeweilige Bezugsgröße sei bedeutungslos. Unter den oben formulierten Kriterien ist es also in der Tat am sinnvollsten, die dem Anteil der drei großen Parteien an den gültigen Stimmen entsprechende Zahl von Wahlberechtigten als Basisgröße zu verwenden.

Sechzehn abhängige Variablen zur Beschreibung von Wahlergebnissen sind für eine übersichtliche Analyse zu viel. Sehen wir uns die über alle Landtagswahlen und Bundestagswahlen auf Landesebene hinweg berechneten Korrelationen unter unseren sechzehn abhängigen Variablen an (Tabelle 3), dann wird deutlich, daß wir von vornherein auf einige verzichten können. Zunächst sind da zu nennen die prozentuale Veränderungen von einer Wahl zur anderen messenden Variablen, die sehr hoch mit den Veränderungen in Prozentpunkten korrelieren. Für die CDU/CSU beträgt die Korrelation 0,92, für die SPD

Tabelle 2

**Korrelationen zwischen den abhängigen Variablen und entsprechenden Variablen mit alternativen Bezugsgrößen (N = 163 für Parteivariablen, 142 für D-, PD- und Regierungsvariablen)**

Abhängige Variable	Bezugsgröße		
	gültige Stimmen	Wahlberechtigte	gültige Stimmen für CDU/CSU, SPD, FDP
CDU/CSU .....	0,87	0,91	0,93
SPD .....	0,83	0,88	0,91
FDP .....	0,85	0,90	0,92
Regierung .....	0,90	0,93	0,94
Vorsprung Regierung .....	0,90	0,94	0,98
Vorsprung Regierungspartei .....	0,90	0,95	0,98
D-CDU/CSU .....	0,77	0,87	0,95
D-SPD .....	0,84	0,85	0,86
D-FDP .....	0,81	0,83	0,87
D-Regierung .....	0,78	0,81	0,86
D-Vorsprung Regierung .....	0,80	0,83	0,87
D-Vorsprung Regierungspartei .....	0,82	0,86	0,88
PD-CDU/CSU .....	0,77	0,87	0,94
PD-SPD .....	0,83	0,85	0,87
PD-FDP .....	0,82	0,84	0,87
PD-Regierung .....	0,79	0,83	0,88

0,97, für die FDP 0,87 und für den Regierungsanteil 0,97. Damit messen die D-Variablen und die PD-Variablen praktisch dasselbe und die letzteren werden aus der weiteren Untersuchung ausgeschieden. Bei den Regierungsvariablen fällt auf, daß der Regierungsanteil, der Regierungsvorsprung und der Vorsprung der Regierungspartei einerseits und die Veränderungen dieser Variablen andererseits untereinander sehr hoch korrelieren: Mit einer Ausnahme liegen alle Koeffizienten über 0,9. Daraus kann der Schluß gezogen werden, daß jeweils eine Variable für die Stärke der Regierung bzw. deren Veränderung ausreicht. Diese Auswahl wollen wir jedoch noch nicht hier treffen, sondern erst im Teil 4., wenn erste Ergebnisse darüber vorliegen, in welchen der Regierungsvariablen sich ein eventueller Einfluß der Wirtschaftslage besonders deutlich niederschlägt. Wir beginnen die Untersuchung also mit zwölf abhängigen Variablen.



### 3.3.3. Die unabhängigen Variablen

#### 3.3.3.1. Das Ergebnis der vorhergehenden Wahl

Wenn die Liste der zur Erklärung von Wahlergebnissen verwandten Variablen mit dem Resultat der vorherigen Wahl beginnt, bedarf das einer Erklärung. Diese Größe — in ökonomischer Terminologie spricht man von der „verzögerten endogenen Variablen“ — ist von einer Reihe von Autoren (z. B. Goodhart 1970, Kirchgäßner 1976) in die Analyse einbezogen worden, was nicht nur Beifall gefunden hat (Frey 1971). Die Begründung dafür wird zumeist rein methodologisch formuliert, zum Beispiel über die Notwendigkeit, Autokorrelationen der Residuen zu reduzieren (Bloom 1975), oder besteht in der empirischen Beobachtung, daß die jeweilige abhängige Variable einem autoregressiven Prozeß unterliegt (Goodhart 1970). Meiner Auffassung nach sprechen überdies auch gute inhaltliche Gründe für die Einbeziehung dieser Variablen, wenn immer die zu erklärende Größe nicht eine Veränderung gegenüber der letzten Wahl, sondern das Ergebnis einer bestimmten Wahl ist.

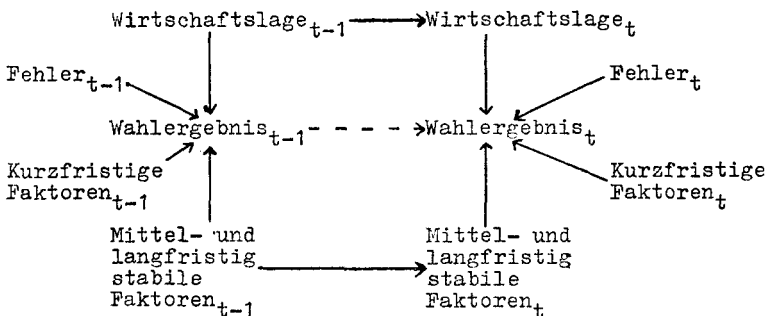


Abbildung 2: Ein hypothetisches Kausalmodell.

Bei Untersuchungen des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen sollte man nicht vergessen, daß ökonomische Variablen nicht die einzigen relevanten Erklärungsgrößen für ein bestimmtes Wahlergebnis sind. Nehmen wir das Kausalmodell der Abbildung 2 für den Augenblick als zutreffend an, dann unterteilen wir alle nicht-ökonomischen Erklärungsfaktoren in kurz- bzw. mittel- und langfristig stabile Faktoren. Als Beispiele der ersteren können internationale Krisen oder Konferenzen, terroristische Akte und andere innen- und außenpolitische Ereignisse usw. genannt werden. Grundsätzlich besteht zwischen den auf zwei aufeinander folgende Wahlen kurzfristig wirkenden Faktoren keine Beziehung. Beispiele für die letzteren wären in der Bundesrepublik die Teilung Deutschlands, die Westinte-

**Tabelle 3: Korrelationen unter den abhängigen Variablen bei Bundes- und Landtagswahlen seit 1946**  
(N = 163 für Parteivariablen, 142 für D-, PD- und Regierungsvariablen)

Abhängige Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.
1.	1,00															
2.	0,23	1,00														
3.	0,09	0,92	1,00													
4.	-0,47	-0,05	0,00	1,00												
5.	-0,10	-0,32	-0,32	0,16	1,00											
6.	-0,11	-0,29	-0,26	0,12	0,97	1,00										
7.	-0,49	-0,14	0,03	-0,06	0,04	0,11	1,00									
8.	-0,16	-0,55	-0,46	-0,03	-0,17	-0,15	0,38	1,00								
9.	-0,18	-0,43	-0,36	0,06	-0,04	-0,03	0,39	0,87	1,00							
10.	-0,07	0,04	0,01	0,22	0,23	0,23	-0,06	-0,17	-0,19	1,00						
11.	0,05	0,67	0,57	-0,06	0,22	0,20	-0,48	-0,50	-0,50	0,33	1,00					
12.	0,02	0,66	0,55	-0,03	0,23	0,19	-0,56	-0,56	-0,55	0,41	0,97	1,00				
13.	-0,17	0,00	-0,02	0,11	0,21	0,21	-0,05	-0,16	-0,20	0,97	0,36	0,45	1,00			
14.	-0,03	0,56	0,45	-0,06	0,16	0,13	-0,53	-0,62	-0,63	0,42	0,93	0,93	0,47	1,00		
15.	-0,16	-0,10	-0,10	0,06	0,23	0,22	-0,04	-0,10	-0,15	0,91	0,32	0,39	0,95	0,43	1,00	
16.	-0,12	0,39	0,33	-0,02	0,18	0,10	-0,43	-0,43	-0,45	0,43	0,84	0,82	0,49	0,91	0,46	1,00

1. CDU/CSU

5. D-SPD

9. PD-FDP

13. Vorsprung Regierung

2. D-CDU/CSU

6. PD-SPD

10. Regierung

14. D-Vorsprung Regierung

3. PD-CDU/CSU

7. FDP

11. D-Regierung

15. Vorsprung Regierungspartei

4. SPD

8. D-FDP

12. PD-Regierung

16. D-Vorsprung Regierungspartei

gration, das Parteiensystem, die Rechts- und Wirtschaftsordnung, die Verteilung von Parteiidentifikationen, die Konfessionsstruktur, der Urbanisierungsgrad und andere stabile Effekte der Sozialstruktur. Grundsätzlich erfahren diese Faktoren zwischen Wahlen nur marginale Veränderungen. Auf sie können deshalb im Querschnitt wie im Längsschnitt Niveaueffekte der Verteilung der politischen Präferenzen zurückgeführt werden, und es macht keinen Sinn, die vollständige Varianz in den Wahlergebnissen ökonomischen Variablen zuschreiben zu wollen.

Nach dieser Argumentation hat man sich die Auswirkungen der Wirtschaftslage wie auch der kurzfristigen Faktoren gewissermaßen als einer relativ stabilen Präferenzverteilung „aufmoduliert“ vorzustellen. In Anbetracht der Abhängigkeit von Wahlergebnissen in  $t$  und  $t - 1$  von sehr hoch korrelierten stabilen Hintergrundfaktoren ist es somit bei Abwesenheit aller zusätzlichen Informationen sinnvoll, das Ergebnis der vorherigen Wahl als Näherung für die Einflüsse dieser Hintergrundfaktoren und als Erwartungswert für die folgende Wahl aufzufassen (Farlie 1977). Es handelt sich dabei wohlgerne um eine Näherung. Vorzuziehen wäre eine genaue Kenntnis der Komponenten und Gewichte der einzelnen längerfristig stabilen Faktoren, wodurch die Integration von ökonomischen Variablen in ein umfassendes soziostrukturelles Erklärungsmodell möglich wäre. Dieses Ziel kann hier selbstverständlich nicht realisiert werden.

Verzichtet man auf diese Näherung und beschränkt sich allein auf ökonomische Variablen zur Erklärung von Wahlergebnissen — was in einer ganzen Reihe von in Kapitel 2. referierten Arbeiten getan wird — dann besteht die Gefahr, daß der Effekt der Wirtschaftslage bei weitem überschätzt wird. Nähert man die Wirkung langfristig stabiler Einflüsse durch die Aufnahme der verzögerten endogenen Variablen unter die Erklärungsvariablen an, dann besteht andererseits die Gefahr, den Effekt der wirtschaftlichen Lage zu unterschätzen, weil nach Abbildung 2 sowohl das Wahlergebnis in  $t - 1$  wie auch die Wirtschaftslage in  $t$  von der Wirtschaftslage in  $t - 1$  abhängen. Es kann also sein, daß wir einen gewissen Teil des Wahlergebnisses in  $t$ , der auf die Wirtschaftslage zum gleichen Zeitpunkt zurückgeht, bereits durch das vorherige Wahlergebnis erklärt haben. Ein derartiger Fehler ist im statistischen Sinn konservativ, weil er die Wahrscheinlichkeit allenfalls vermindert, den angenommenen Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlverhalten tatsächlich aufzufinden. In den im 4. Kapitel beschriebenen Datenanalysen wird deshalb die verzögerte endogene Variable stets dann in die zu schätzenden Modelle einbezogen, wenn es sich bei der abhängigen Variablen um einen Parteianteil, den Regierungsanteil, den Regierungsvorsprung oder den Vorsprung der größten

Regierungspartei handelt. Für die jeweils ersten Wahlen können entsprechende Modelle dadurch natürlich nicht geschätzt werden. Bei den Differenzvariablen, welche die Veränderung des Wahlergebnisses gegenüber der vorherigen Wahl messen, ist ein entsprechender Schritt nicht notwendig und auch nicht sinnvoll.

### 3.3.3.2. Arbeitslosigkeit

Kommen wir nun zu den makroökonomischen Variablen, die in der kombinierten Längs- und Querschnitt-Analyse der Wahlen seit Bestehen der Bundesrepublik auf ihren Zusammenhang mit den Wahlergebnissen untersucht werden sollen. Vorauszuschicken ist für alle makroökonomischen Variablen, daß Jahresdurchschnittswerte für den Bund und nach Möglichkeit auch für die Länder verwandt werden und daß als Wert des Wahljahres der Durchschnittswert des vorangehenden Kalenderjahres angesetzt wird, wenn eine Wahl vor dem 1. Mai stattfindet. Dies geschieht, um zu berücksichtigen, daß bei Jahresbeginn die wirtschaftliche Entwicklung eines Jahres noch nicht klar genug abgesehen werden kann und daß die Wählerschaft sich an jüngst zurückliegenden ökonomischen Zuständen orientiert. Die Entscheidung für den 1. Mai ist sicher willkürlich aber andere Verfahren — etwa den Mittelwert aus den Werten des Wahljahres und des Vorwahljahres einzusetzen — wären es um nichts weniger. Glücklicherweise fallen keine Bundestagswahlen und nur 24 Landtagswahlen auf Termine vor dem 1. Mai.

Daß die Arbeitslosigkeit unter die in dieser Arbeit untersuchten ökonomischen Indikatoren aufgenommen wird, bedarf nach dem Literaturbericht des Kapitels 2. wohl keiner Rechtfertigung. Aufgrund der dort berichteten Resultate dürfen wir erwarten, daß hohe oder steigende Arbeitslosigkeit der Regierung bei Wahlen schadet und der Opposition eventuell nützt. Erwartungen über Effekte auf das Abschneiden der einzelnen Parteien unabhängig von ihrer Regierungsbeteiligung lassen sich nicht ableiten.

Die Problematik von Arbeitsmarktstatistiken ist wohlbekannt<sup>47</sup>. Hier werden zwei Maße verwandt, nämlich die Zahl der im Jahresmittel registrierten Arbeitslosen (in Tausend) sowie die mittlere Arbeitslosen-

---

<sup>47</sup> Cf. Gahlen (1976: 89 - 95) und zur aktuellen Situation in der Bundesrepublik die *Spiegel*-Titelgeschichte vom 16. Mai 1977 sowie *Frankfurter Allgemeine Zeitung* vom 28. Juli 1977, p. 9. Besonders verzerrt wird die Arbeitsmarktstatistik derzeit durch die hohe Zahl Teilzeitbeschäftigung suchender weiblicher Arbeitnehmer, durch die Dunkelziffern der nur begrenzt Vermittlungswilligen, der „Schwarzarbeiter“ und derjenigen Arbeitslosen, die sich — aus welchen Gründen auch immer — gar nicht registrieren lassen.

quote jedes Kalenderjahres, wobei die letztere in Prozent der abhängigen Erwerbspersonen (= abhängig Erwerbstätige + Arbeitslose) definiert ist. Entsprechende Daten liegen sowohl für die Bundesrepublik wie auch für die einzelnen Bundesländer mindestens seit 1948 vor. Die ausgewerteten Quellen sind in Anhang 8.1.2.1. angeführt.

### 3.3.3.3. Inflation

Aufgrund der für andere Länder vorliegenden Ergebnisse kann erwartet werden, daß eine hohe bzw. steigende Inflationsrate der Regierung bei Wahlen schadet und eventuell der Opposition nützt. Für Gewichtsverlagerungen innerhalb von Koalitionsregierungen und für einzelne Parteien können entsprechende Erwartungen aus dem Forschungsstand kaum formuliert werden. Als Datenbasis verwenden wir bundesweite bzw. landesweite Jahresdurchschnittswerte des Index für die Lebenshaltungskosten eines Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalts mit einem Verdiener und mittlerem Einkommen. Mittels dieser Indexwerte können nominale Preise, Löhne usw. in reale umgerechnet werden, und nach der Formel  $(\text{Index}_t / \text{Index}_{t-1} - 1)$  können jährliche Inflationsraten bestimmt werden. Für einige Bundesländer liegt dieser Index gar nicht vor, für einige nicht über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg. Einzelheiten enthält Anhang 8.1.2.2.

### 3.3.3.4. Wirtschaftswachstum

Wie Preisstabilität und Vollbeschäftigung gehört Wachstum des volkswirtschaftlichen Produktionsergebnisses zu den Zielen der staatlichen Wirtschaftspolitik in der Bundesrepublik. Wirtschaftswachstum erlaubt die Erhöhung des individuellen Lebensstandards und schafft Spielräume für investive und konsumptive Staatsaktivitäten (Gahlen 1976: 150 ff.). Das „Wirtschaftswunder“ der 50er Jahre und der frühen 60er Jahre hat wirtschaftliches Wachstum so sehr zur Bezugsgröße von Politik und Öffentlichkeit in Deutschland werden lassen, daß es nahe liegt, nach wahlrelevanten Wirkungen dieser Variablen zu fragen. Dies ist bislang nur in ganz wenigen der oben berichteten Studien geschehen, da in der Regel Einkommensdaten analysiert werden, die natürlich mit Wachstumswerten hoch korrelieren. Auch in dieser Arbeit wird der Zusammenhang zwischen Wahlergebnissen und der Einkommensentwicklung eine Rolle spielen, wir wollen aber auch fragen, ob das Wirtschaftswachstum einen separaten Effekt in Wahlen hat bzw. ob es Wahlergebnisse besser zu erklären hilft als die Einkommensentwicklung. Man darf erwarten, daß hohe Wachstumsraten der Regierung nützen, niedrige ihr schaden. Als Indikator wird das durchschnittliche

nominale Bruttoinlandsprodukt je Kopf der Wohnbevölkerung pro Jahr für die Bundesrepublik (ab 1960 mit Berlin und Saarland) und die einzelnen Bundesländer verwandt. Reale Werte können mittels des Preisindex angenähert werden. Die Quellen sind in Anhang 8.1.2.3. genannt.

### 3.3.3.5. *Einkommen*

Die Erwartungen über Auswirkungen von Einkommensveränderungen auf das Abschneiden der Regierung in Wahlen entsprechen denjenigen über wirtschaftliche Wachstumsraten und sind zumindest für die Vereinigten Staaten empirisch recht gut abgesichert. Bei der Auswahl der Einkommensdaten tritt allerdings eine gewisse Schwierigkeit auf. Plausibel ist es, Wahlergebnisse in Beziehung zu setzen zu einem Indikator der tatsächlich verfügbaren Einkommen. Für die gesamte Bundesrepublik existiert ab 1950 eine Serie von Jahresdurchschnitten der nominalen Nettomonatslohn- oder -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigtem Arbeitnehmer, welche die tatsächlich verfügbaren Einkommen annähert. Seit 1960 werden Serien für die Nettolohn- und -gehaltssummen pro Beschäftigtem zwar auch in allen Bundesländern intern gesammelt, veröffentlicht werden sie nur im Ausnahmefall (z. B. für Berlin). Bis 1959 wurde für die Bundesländer das Inlandsprodukt ohne Differenzierung des Volkseinkommens nach Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit und solchem aus Unternehmertätigkeit und Vermögen erfaßt. Deshalb werden hier die Serien der Jahresdurchschnitte der nominalen monatlichen Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit je beschäftigtem Arbeitnehmer herangezogen, die für den Bund ab 1950 und ab 1960 für alle Bundesländer vorliegen. Wir haben mithin zwei Serien von Netto- bzw. Bruttoeinkommen pro Arbeitnehmer mit Mittelwerten für das gesamte Bundesgebiet ab 1950. Für die Länder verfügen wir nur über Bruttoeinkommensdaten und zwar nur für die Jahre ab 1960. Mittels der Preisindizes können alle diese Einkommensdaten in reale Werte umgerechnet werden. Anhang 8.1.2.4. führt die ausgewerteten Quellen an.

### 3.3.3.6. *Einkommensverteilung*

Im Gegensatz zu den vier voranstehenden makroökonomischen Variablen ist die Beziehung im Aggregat zwischen der Einkommensverteilung und Wahlergebnissen bislang noch nie analysiert worden. Deshalb muß die Einbeziehung dieser Variablen in die vorliegende Arbeit auch etwas ausführlicher begründet werden. Das Postulat der Verteilungsgerechtigkeit ist in der Bundesrepublik gesetzlich nicht verankert und unterscheidet sich insofern von den Zielen der Vollbeschäftigung,

der Preisstabilität, des Wirtschaftswachstums und der ausgeglichenen Handelsbilanz, die vom Stabilitätsgesetz als Aufgaben staatlicher Wirtschaftspolitik ausdrücklich genannt werden. Dennoch ist die „angemessene“ Beteiligung aller sozialen Gruppen am Sozialprodukt zumindest verbal ein zentrales Anliegen der meisten am politischen Prozeß Beteiligten (Gahlen 1976: 220 - 222). Für mindestens eine politische Partei ist Verteilungs- und Umverteilungspolitik ein Kernbestandteil ihres gesellschaftspolitischen Normenhorizonts (Ehrenberg 1976). Kaum eine Einzelmaßnahme der Wirtschafts-, Steuer- und Sozialpolitik wird ohne Bezug auf ihren Verteilungsaspekt diskutiert. Diese Bedeutung der Verteilungspolitik ist mitnichten auf die Bundesrepublik beschränkt, sondern tritt überall dort zu Tage, wo die rapiden Wachstumsraten der industriellen Gesellschaft steigende Erwartungen produzieren und oft auch weitgehend befriedigen. Es liegt mithin die Frage nahe, ob das Ausmaß der Unterstützung für Regierungen, politische Programme und Parteien durch die Massen unbeeinflußt bleiben kann vom Grad der Erfüllung von Verteilungserwartungen<sup>48</sup>.

Diese Fragestellung wird nicht nur suggeriert durch die Rolle verteilungspolitischer Themen in den politischen Kontroversen des Alltags, sondern auch durch die ökonomische Theorie der Politik. Schon bei Downs (1957: 198 - 201) ist die Einkommensumverteilung das wichtigste wirtschaftspolitische Instrument des stimmenmaximierenden Politikers, um Stimmen zu „kaufen“<sup>49</sup>. Die ökonomische Theorie der Politik gibt uns auch die erwartete Richtung des Zusammenhangs mit Wahlergebnissen vor: Nicht Gleichverteilung ist zu erwarten, sondern relative Einkommensverbesserungen für eine Mehrheit. Bei aller möglichen Kritik an dieser Betrachtungsweise (Külp 1971: 226 - 228) ist doch festzuhalten, daß die rein ökonomische Verteilungstheorie, die Einkommensverteilungen nur über Marktmechanismen zu erklären versucht (Külp 1974), nur eine ihrer Determinanten erfaßt. Man überprüft also mit einer Analyse des Zusammenhangs zwischen Einkommensverteilung und Wahlergebnissen auch unmittelbar eine Grundannahme der ökonomischen Theorie der Politik, daß nämlich die erstere sich in letzteren niederschlägt.

Das Hauptproblem dieser Überprüfung ist die Datenbasis. Die ökonomische Theorie der Politik wie auch die praktisch-politische Auseinandersetzung beziehen sich vorwiegend auf die personelle oder sekundäre Einkommensverteilung, also auf die Verteilung der tatsächlich verfüg-

---

<sup>48</sup> Cf. Hibbs' (1976) Untersuchung, in der das Streikvolumen in zehn europäischen Industriestaaten 1950 bis 1963 als Indikator politischer Unzufriedenheit mit dem Verhältnis von Arbeitnehmer- und Unternehmereinkommen in Beziehung gesetzt wird.

<sup>49</sup> Cf. dazu die empirische Arbeit von Pommerehne (1975).

baren Einkommen als Gesamtergebnis von Marktprozessen und staatlicher Umverteilung durch Transfers, Abgaben und Bereitstellung öffentlicher Güter (Külp 1974: 4 - 12, Gahlen 1976: 270 ff.). Diese personelle Einkommensverteilung ist jedoch grundsätzlich von den verfügbaren Daten her nur sehr schwer longitudinal dokumentierbar (Gahlen 1976: 229 f.), obwohl Vorschläge zur Verbesserung ihrer Erfassung vorliegen (Zeppernick: 1976). Für praktische Zwecke ist man somit verwiesen auf die primäre oder funktionelle Einkommensverteilung, also auf die Aufteilung des Volkseinkommens in Einkommen aus unselbständiger Arbeit und Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Das konventionelle Maß hierfür ist die Lohnquote, die als Anteil des Einkommens aus unselbständiger Arbeit am Volkseinkommen definiert ist. Wir kommen nicht umhin, uns mit diesem Ersatzmaß zu behelfen.

Zur Berechnung der Lohnquote kann man das Bruttoeinkommen oder das Nettoeinkommen aus unselbständiger Arbeit heranziehen. Hier wird die auf dem Bruttoeinkommen basierende Bruttolohnquote verwandt, von der für die gesamte Bundesrepublik ab 1950 eine Reihe von Jahresmittelwerten vorliegt, die nach der Beschäftigungsstruktur des Jahres 1960 bereinigt sind. Da die volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Bundesländer erst ab 1960 hinreichend detailliert ausgewiesen sind, konnten entsprechende Zeitreihen für die Bundesländer erst ab diesem Jahr berechnet werden<sup>50</sup>. Die Bereinigung der Erwerbsstruktur erfolgte ebenfalls auf der Basis des Jahres 1960 nach der Formel

$$\text{Bereinigte Lohnquote}_t = \text{Unbereinigte Lohnquote}_t \times \frac{\text{Abhängige}_{1960} / \text{Erwerbstätige}_{1960}}{\text{Abhängige}_t / \text{Erwerbstätige}_t}$$

### 3.3.4. Die Modelle

Nahezu alle Ergebnisse dieser Arbeit werden mittels multipler Regressionsanalysen berechnet, worauf weiter unten in Abschnitt 3.5.2. noch genauer eingegangen wird. An dieser Stelle soll nur ein knapper Überblick über die Modellspezifikationen gegeben werden, die den Leser im Kapitel 4. erwarten. Zunächst werden nur Arbeitslosigkeit und Inflation in den Regressionsansatz einbezogen, die in der Literatur als in diesem Zusammenhang wichtigste makroökonomische Variablen genannt werden. Aus diesen einfachen Modellen soll ermittelt werden, ob eine Differenzierung der Analyse nach Bundesländern, Bundes- und Landtagswahlen oder nach einzelnen Bundestagswahlen erforderlich ist. Erst danach werden die Modelle um die übrigen makroökonomischen Variablen erweitert. Anhand dieser vollständigen Modelle wird dann

<sup>50</sup> Zu den Quellen cf. Anhang 8.1.2.5.



überprüft, ob die inhaltlichen Ergebnisse gegenüber unterschiedlichen Operationalisierungen der makroökonomischen Variablen sensitiv sind. Zum Abschluß soll noch untersucht werden, ob Wahlergebnisse von Verschlechterungen der Wirtschaftslage stärker beeinflußt werden als von Verbesserungen und wie sich das föderative Regierungssystem auf die Zuschreibung wirtschaftspolitischer Verantwortung bei Bundestagswahlen und Landtagswahlen auswirkt.

Dieses Programm für die Schätzung einer ganzen Reihe alternativer Modelle könnte als atheoretisch und induktiv kritisiert werden, weil die Auswahl unter ihnen nicht nach theoretischen Gesichtspunkten, sondern nach ihrer empirisch geschätzten Güte erfolgt. Derartiger Kritik würde ich entgegenhalten, daß ein Versuch, das Vorgehen dieser Arbeit theoriegeleitet erscheinen zu lassen, notwendigerweise präventiv wäre. Es existiert einfach keine Theorie darüber, ob der Wahlerfolg einer Regierung stärker von der Arbeitslosenzahl oder der Arbeitslosenquote oder von der Veränderung eines dieser Indikatoren gegenüber dem Vorwahljahr oder über die Legislaturperiode hinweg abhängt. Nicht einmal für die Richtungen der Effekte der makroökonomischen Variablen lassen sich stets a priori eindeutige Erwartungen formulieren. Vergleichsweise unproblematisch ist das noch für die das Abschneiden der Regierung beschreibenden abhängigen Variablen. Hier darf erwartet werden, daß eine Verschlechterung der ökonomischen Situation, also Zunahme von Arbeitslosigkeit und Inflation, Abnahme von Wachstum, Einkommen und Lohnquote, der Regierung und wohl auch der sie führenden Partei schadet und eine Verbesserung sich positiv auswirkt.

Für die einzelnen Parteien lassen sich derartige plausible Erwartungen kaum ableiten. Auch die ideologischen Positionen und die Interessen der traditionellen Klientelen der Parteien helfen nicht viel weiter. Dies kann illustriert werden, wenn wir Veränderungen der Lohnquote zu einem Zeitpunkt annehmen, da die SPD als traditionelle „Arbeitnehmerpartei“ sich in der Opposition befindet. Steigt die Lohnquote, dann könnte das der regierenden CDU gutgeschrieben werden, ebenso könnte aber das steigende Bewußtsein der Durchsetzbarkeit von Umverteilungsforderungen die Neigung zur SPD verstärken. Sinkt die Lohnquote, kann das der oppositionellen SPD ebenso nützen wie der CDU, die durch ihre Regierungsverantwortung die Möglichkeit zur korrigierenden Intervention hat. Stellt die SPD die Regierung, ist ebenfalls keine Variante a priori von der Hand zu weisen. Sinkt die Lohnquote, kann die SPD-Regierung dafür bestraft werden, aber ihre schwankenden Anhänger könnten sich auch um die Fahne scharen, um durch entsprechende staatliche Eingriffe den Trend umzukehren. Eine Zunahme der Lohnquote könnte die Gefolgschaft einer SPD-Regierung verstär-

ken, daß ihr Zusammenhalt angesichts befriedigter Erwartungen abnimmt, ist jedoch ebenfalls nicht auszuschließen.

Wenn aufgrund theoretischer Erwägungen weder über spezifische Operationalisierungen noch über präzise Modellspezifikationen entschieden werden kann, dann scheint mir kein Weg an experimenteller Datenanalyse vorbeizugehen. Welche Folgen ein Verzicht darauf hat, haben wir in der Übersicht über die Literatur (2.4.) gesehen. Die Unterschiede zwischen den einzelnen Befunden rühren zum größten Teil daher, daß ein Autor beispielsweise mit den Werten der makroökonomischen Variablen selbst arbeitet, ein anderer mit ihren Veränderungsraten, der nächste Autor Wirkungsverzögerungen spezifiziert, wieder ein anderer nicht etc. In dieser Situation wäre es zwar einfach aber töricht, bestimmte Modelle und Indikatoren aufgrund vermeintlicher „Theorie“ auszuwählen. Die Einzelheiten der Modelle und Indikatoren, mit denen experimentiert wird, werden in den entsprechenden Abschnitten des Kapitels 4. beschrieben.

### **3.4. Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1976**

#### **3.4.1. Die Analyseeinheiten**

Die kombinierte Längs- und Querschnitt-Untersuchung der Rolle der fünf oben beschriebenen ökonomischen Variablen bei den Bundes- und Landtagswahlen bis 1976 wird ergänzt durch eine Querschnittanalyse der Bedeutung der Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1976. Analyseeinheit ist der Wahlkreis. Der verwandte Datensatz enthält die Wahlergebnisse aller 248 Wahlkreise. Da es sich jedoch um einen kombinierten Wahl- und Sozialstrukturdatensatz handelt und die Sozialstrukturdaten nur für Gemeinden und nicht für Wahlkreise vorliegen, sind großstädtische Wahlkreise zusammengesetzt, um der untersten Erfassungsebene der sozialstrukturellen Daten zu entsprechen. Damit bleiben 223 Einheiten übrig. Eine Liste der verschmolzenen Wahlkreise findet sich in Anhang 8.2. Die hier vorzulegenden Analysen werden durch diese Zusammenlegungen nicht tangiert, weil für großstädtische Wahlkreise auch Arbeitslosigkeitsdaten nicht differenziert vorliegen.

#### **3.4.2. Die abhängigen Variablen**

Die Definitionen der abhängigen Variablen entsprechen der Vergleichbarkeit wegen völlig den in 3.3.2. beschriebenen Operationalisierungen, allerdings wird von vornherein darauf verzichtet, auch prozentuale Veränderungen der Partei- und Regierungsanteile gegenüber der vorherigen Wahl zu analysieren. Wiederum wird von Zweitstimmenresultaten ausgegangen. Da die Wahlbeteiligung und der Stimmen-

anteil der „Sonstigen“ im Querschnitt der Wahlkreise geringe Varianz aufweisen, sind unsere Maße mit entsprechenden konventionellen Maßen, die Stimmenanteile auf die Gesamtzahl der gültigen Stimmen beziehen, nahezu perfekt korreliert.

Die Korrelationen zwischen den zwölf abhängigen Variablen sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Die numerischen Werte sind natürlich nicht identisch mit denjenigen der Tabelle 3, aber es lassen sich eine ganze Reihe von Gemeinsamkeiten feststellen. Wieder gilt, daß die Veränderungen gegenüber der Bundestagswahl 1972 etwas anderes messen als die Ergebnisse von 1976. Die Regierungsmaße und ihre Veränderungen gegen 1972 sind wiederum jeweils untereinander sehr hoch korreliert, so daß auf jeweils zwei dieser Maße verzichtet werden kann. Die endgültige Auswahl wird wieder erst getroffen werden, wenn in Kapitel 5. erste empirische Ergebnisse darüber vorliegen, in welcher Regierungsvariablen sich ein eventueller Effekt der Arbeitslosigkeit am deutlichsten niederschlägt. Überdies fällt auf, daß die Stimmenanteile von SPD und CDU und ihre Veränderungen hoch positiv bzw. negativ mit den Regierungsvariablen und ihren Veränderungen korrelieren. Angesichts des Querschnittcharakters der Daten ist das auch zu erwarten. Für die Veränderungen gegenüber 1972 sind diese Korrelationen allerdings nicht so hoch, daß auf eine Analyse der Regierungsvariablen völlig verzichtet werden kann.

### **3.4.3. Die unabhängigen Variablen**

#### *3.4.3.1. Ergebnisse der Bundestagswahl 1972*

Dem Abschnitt 3.3.3.1. ist hier nichts hinzuzufügen.

#### *3.4.3.2. Arbeitslosigkeit*

Daß als ökonomische Variable in der Querschnittanalyse zur Bundestagswahl 1976 die Arbeitslosigkeit verwandt wird, liegt ausschließlich an der Verfügbarkeit der Daten. Inflationsdaten sind schon auf Länderebene zum Teil nicht zu bekommen und auf Wahlkreisebene undenkbar. Daten über Wachstum, Einkommen und Einkommensverteilung stehen für Wahlkreise ebenfalls nicht zur Verfügung, da die wirtschaftliche Gesamtrechnung unterhalb der Länderebene erst in Gang kommt und auch zahlreiche methodische Probleme aufwirft. Im Gegensatz dazu ist die regionale Arbeitsmarktlage sehr gut dokumentiert. Die Bundesanstalt für Arbeit publiziert monatlich die Arbeitslosenzahl und die Arbeitslosenquote für 141 Arbeitsamtsbezirke und eine weit höhere Anzahl von Arbeitsamtsunterbezirken im Bundesgebiet (ohne West-

Tabelle 4: Korrelationen unter den abhängigen Variablen bei der Bundestagswahl 1976 (N = 223)

Abhängige Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1. CDU/CSU .....	1,00											
2. D-CDU/CSU .....	0,16	1,00										
3. SPD .....	-0,95	-0,14	1,00									
4. D-SPD .....	-0,12	-0,59	0,15	1,00								
5. FDP .....	-0,52	0,01	0,31	-0,04	1,00							
6. D-FDP .....	0,29	-0,09	-0,21	-0,41	-0,31	1,00						
7. Regierung .....	-0,98	-0,13	0,98	0,13	0,50	-0,26	1,00					
8. D-Regierung .....	0,10	-0,68	0,00	0,72	-0,28	0,33	-0,06	1,00				
9. Vorsprung Regierung .....	-1,00	-0,14	0,97	0,12	0,51	-0,28	1,00	-0,08	1,00			
10. D-Vorsprung Regierung .....	-0,03	-0,92	0,08	0,71	-0,15	0,23	0,04	0,91	0,04	1,00		
11. Vorsprung Regierungspartei .....	-0,99	-0,15	0,99	0,14	0,42	-0,26	0,99	-0,04	1,00	0,06	1,00	
12. D-Vorsprung Regierungspartei ..	-0,15	-0,89	0,17	0,89	-0,03	-0,18	0,15	0,78	0,15	0,92	0,16	1,00

Berlin)<sup>51</sup>. Aufgrund dieser Datenlage ist es möglich, die Arbeitslosenquote jedes Wahlkreises durch diejenige des Arbeitsamtsbezirkes anzunähern, in den er überwiegend fällt. Weichen die Grenzen von Wahlkreisen und Arbeitsamtsbezirken stark voneinander ab, können die Daten der Arbeitsamtsunterbezirke zur Näherung herangezogen werden. Wegen der unterschiedlichen Größe der Arbeitsamtsbezirke können die Arbeitslosenzahlen jedoch nicht übernommen werden. Nachdem die Zuordnung von Wahlkreisen und Arbeitsamtsbezirken und -unterbezirken erfolgt war, wurden die Arbeitslosenquoten des Monats September der Jahre 1972 bis 1976 und die Arbeitslosenquote des Monats Juni 1976 in den einzelnen Wahlkreisen in den kombinierten Wahl- und Sozialstrukturdatensatz integriert, der den Analysen des Kapitels 5. zugrunde liegt. Der Monat September wurde wegen des Wahltermins am 3. Oktober gewählt, der Juni 1976, um Effekte von Veränderungen der Arbeitsmarktlage unmittelbar vor der Wahl aufspüren zu können.

#### 3.4.4. Die Modelle

Abschnitt 3.3.4. gilt hier sinngemäß mit der Einschränkung, daß die Querschnittanalyse der Bundestagswahl 1976 nur eine ökonomische Variable umfaßt und die Differenzierung nach Wahlen verschiedener Ebenen und zu verschiedenen Zeitpunkten entfällt.

### 3.5. Zur Methode der Untersuchung

#### 3.5.1. Aggregatanalysen in der Wahlforschung

##### 3.5.1.1. Zur Relevanz von Aggregatanalysen

In ihrer Frühphase war wissenschaftliche Wahlforschung per Definitionem Aggregatdatenanalyse, da entsprechendes Umfragematerial gar nicht vorlag. Den Eintritt der Umfragetechnik in die Wahlforschung markiert in großem Stil erst Lazarsfelds „People's Choice“ (1944). Alle älteren Arbeiten, über die in Kapitel 2. berichtet wurde, verwenden Wahlergebnisse und Wirtschaftsdaten für verschiedene regionale Einheiten und keine Individualdaten. Das gilt nicht nur für die oben erwähnten Untersuchungen des Zusammenhangs von Wirtschaftslage und Wahlresultaten und nicht nur für die Vereinigten Staaten. Auf der Aggregatebene angesiedelt sind beispielsweise auch die klassische Studie Schauf's (1975) zum Wahlverhalten der deutschen Katholiken, die erstmals im Jahre 1928 publiziert wurde, und Heberles (1963) Untersuchung zum Erfolg der Nationalsozialisten in Schleswig-Holstein, obwohl He-

<sup>51</sup> Die Publikation erfolgt in den monatlichen *Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit*.

berle daneben auch Ergebnisse der teilnehmenden Beobachtung berichtet. In Frankreich hat die Aggregatdatenanalyse als „Wahlgeographie“ seit Siegfrieds (1913) Arbeiten eine ungebrochene Tradition. In der Bundesrepublik hat nach dem zweiten Weltkrieg die Umfrageforschung durch die Aktivitäten der großen einschlägigen Institute wie INFAS und dem Allensbacher Institut für Demoskopie einen stürmischen Aufschwung erlebt. Daneben aber sind eine Reihe von Arbeiten vorgelegt worden, welche die Tradition der Aggregatdatenanalyse auf durchaus respektable Art und Weise fortsetzen und methodologische Innovationen berücksichtigen. Vor allem die Habilitationsschriften Schäffers (1966) und Setzers (1974), Troitzschs (1976) Analyse der Wahlen in Hamburg von 1949 bis 1974 und Kaltefleiter's (z. B. 1973: 144 - 152) Wahlstudien verdienen, in diesem Zusammenhang genannt zu werden.

Untersuchungen auf Individual- bzw. Aggregatebene zielen auf unterschiedliche Zusammenhänge ab. Individualanalysen fragen nach der Verteilung politischer Präferenzen in Gruppen von Individuen mit gleichartigen Merkmalen. Aggregatanalysen fragen nach den ökologischen Korrelation von Wahlergebnissen in regional abgegrenzten Einheiten (Troitzsch 1976: 14 - 16). Ein typischer Befund der Individualanalyse lautet zum Beispiel, daß x Prozent der Befragten, die sich mit einer Partei A identifizieren, diese Partei nach eigenen Angaben auch tatsächlich gewählt haben. Ein typischer Befund der Aggregatanalyse lautet, daß der Stimmenanteil einer Partei A im Wahlkreis um x Prozent steigt, wenn der Anteil etwa der Selbständigen an den Erwerbstätigen dieses Kreises um ein Prozent zunimmt. Für Individuen folgen daraus nur Wahrscheinlichkeitsaussagen etwa dergestalt, daß die Wahrscheinlichkeit einer Stimmabgabe für A des einzelnen Wahlberechtigten in einem Wahlkreis mit bestimmten Aggregatmerkmalen x Prozent beträgt. Obwohl natürlich unterschiedliche Wahlresultate bei unterschiedlichen Aggregatmerkmalen durch Individualverhalten produziert werden, ist es aus Aggregatdatenanalysen allein nicht möglich festzustellen, ob das gegenüber anderen regionalen Einheiten veränderte Wahlverhalten genau bei denjenigen Individuen anfällt, deren Eigenschaften auch für die abweichenden Aggregatmerkmale verantwortlich sind. Dieses Problem des Schlusses von der Aggregat- auf die Individual-ebene liegt den zentralen Einwänden gegen den Aggregatansatz in der Wahlforschung zugrunde. Im nächsten Abschnitt werden wir darauf noch kurz eingehen.

Unabhängig von der Berechtigung derartiger Einwände ist jedoch festzuhalten, daß bei einer ganzen Reihe von Forschungsproblemen die Aggregatanalyse der Individualanalyse überlegen oder gar die einzig mögliche Untersuchungsart ist. Historische Studien oder Analysen der

Wählerpotentiale radikaler Parteien sind einschlägige Beispiele. Für erstere liegen Umfragen nicht vor, bei letzteren erfaßt man mit konventionellen Stichproben viel zu wenig Fälle, und die Antworten des betreffenden Personenkreises auf Fragen politischen Inhalts — also auch nach der Parteipräferenz — sind je nach den gesellschaftlichen Normen notorisch unreliabel<sup>52</sup>. Die Aggregatebene kann auch vorzuziehen sein, wenn der Einfluß von solchen Variablen auf Wahlergebnisse untersucht werden soll, die keine Referenz auf der Individual-ebene haben, die also mit dem sozialen Kontext die unter bestimmten Aspekten für alle Wähler einer regionalen Einheit gleiche Entscheidungssituation charakterisieren (Lazarsfeld 1969). Bevölkerungsdichte, Siedlungsformen, religiöse Homogenität aber auch unsere ökonomischen Variablen Inflation, Wachstum und Einkommensverteilung können hier als Beispiele angeführt werden. Arbeitslosigkeit und Einkommen auf der Aggregatebene korrespondieren zwar entsprechenden Variablen auf der Individualebene, aber es ist realistisch anzunehmen, daß nicht nur die individuelle ökonomische Situation eine Rolle für die Wähler spielt, sondern auch, ob ihre Umwelt durch Prosperität oder ökonomische Strukturprobleme gekennzeichnet ist, weil davon ja zumindest zum Teil abhängt, was sie für sich selbst erwarten können und befürchten müssen. So interessant es also sein mag, das Wahlverhalten bestimmter Einkommensgruppen und das Wahlverhalten von Arbeitslosen auf der Individualebene zu erforschen, so relevant und notwendig ist es auch, die Verteilung von politischen Präferenzen in zusammengefaßten Wahlkörpern auf ihren Zusammenhang mit deren ökonomischer Situation zu untersuchen.

Bei einer derartigen Fragestellung geht es nicht um Rückschlüsse auf die Individualebene, also etwa darum herauszufinden, ob vor allem bestimmte Wählergruppen auf die makroökonomische Situation reagieren und welche Wählergruppen das sind. Primäres Forschungsobjekt der Aggregatanalyse, wie sie hier verstanden wird, sind kollektive Reaktionen auf kollektive Zustände. Mit dieser Formulierung wird ein guter Teil der oben erwähnten Einwände gegenstandslos (Ranney 1962: 99 ff., Scheuch 1969: 133 - 138). Wenn wir von „kollektiver Reaktion“ sprechen, müssen wir allerdings realistischerweise davon ausgehen können, daß die zur Beschreibung des Zustandes verwandten Größen für einen beträchtlichen Teil des betreffenden Elektorats von Bedeutung sind und ferner halbwegs adäquat perzipiert werden. Die erste Bedingung kann in der Bundesrepublik nach der vorliegenden Evidenz ohne weiteres als erfüllt angesehen werden<sup>53</sup>. Über die zweite Bedingung,

---

<sup>52</sup> Die Frage der für bestimmte Problemstellungen optimalen Analyseebene diskutieren ausführlich Linz (1969: 93 - 107), Allardt (1969).

<sup>53</sup> Cf. Abschnitt 2.2.

ob nämlich die gesamte Wirtschaftslage im allgemeinen wirklichkeitsnah wahrgenommen wird, liegen entsprechende Untersuchungen nicht vor<sup>54</sup>. Man kann allerdings argumentieren, daß für den einzelnen Wähler die allgemeine Wirtschaftslage, wie sie sich in den oben genannten makroökonomischen Variablen niederschlägt, in so geringem Umfang unmittelbares Erfahrungsobjekt ist, daß von Dritten angebotene Information — zum Beispiel und vor allem aus den Medien — eine zentrale Rolle spielt. Erfolgt tatsächlich eine derartige Objektivierung der Wahrnehmungen, dann sollten wir den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlverhalten — sofern er in der Bundesrepublik überhaupt existiert — auch in kollektiven Reaktionen auf verschiedenen Aggregatebenen nachweisen können.

### 3.5.1.2. *Das Problem des ökologischen Fehlschlusses*

Für ganze Generationen von Sozialwissenschaftlern — und zwar beileibe nicht nur Wahlforschern — war es offenbar eine Selbstverständlichkeit, Daten diverser Aggregatebenen miteinander in Beziehung zu setzen und daraus Folgerungen nicht nur über kollektives, sondern auch über individuelles Verhalten zu ziehen. Ogburn (1935) beispielsweise korrelierte für die Stimmbezirke Chicagos den Stimmenanteil Roosevelts bei den Präsidentenwahlen von 1932 mit dem Durchschnittseinkommen und schloß aus der beobachteten negativen ökologischen Korrelation, daß begüterte Wähler weniger dazu tendierten, ihre Stimme an Roosevelt zu geben. Zu sagen, daß sich das mit dem Erscheinen von Robinsons (1950) Aufsatz schlagartig geändert hätte, wäre übertrieben. Dennoch hat dieser Aufsatz dazu beigetragen, daß Aggregatanalysen heute mit sehr viel mehr Skepsis begegnet wird als früher und daß in gewissen Subkulturen der Wahlforschung nur noch Ergebnisse akzeptiert werden, die mittels Umfragen auf der Individualebene erhoben wurden. Robinson hatte gezeigt, daß die auf der Aggregatebene extrem hohe positive Korrelation zwischen den Anteilen der Neger und der Analphabeten in US-Staaten oder -counties sich auf der Individualebene ganz kümmerlich ausmacht und hatte die Ursachen dieser Diskrepanz aufgewiesen. Der bequemen Übung, Individualkorrelationen durch ökologische Korrelationen anzunähern, war damit die Basis entzogen.

<sup>54</sup> Man muß hier ganz sorgsam unterscheiden zwischen wirtschaftlichen Erwartungen, der Einschätzung wirtschaftlicher Entwicklungen und Wahrnehmungen wirtschaftlicher Zustände. Roth (1973) hat zwar nachgewiesen, daß CDU-Anhänger vor der Bundestagswahl 1972 dazu tendierten, eine Verschlechterung der allgemeinen Wirtschaftslage gegenüber dem Vorjahr zu behaupten und eine weitere Verschlechterung zu erwarten. Das bedeutet jedoch nicht unbedingt, daß diese Befragten die aktuelle wirtschaftliche Lage ebenfalls verzerrt sahen. Ihre Referenzmaßstäbe waren jedenfalls verzerrt.



Die Reaktionen auf Robinsons Artikel lassen sich in vier Kategorien zusammenfassen. Zum einen wurden die Ursachen fehlerhafter Schlußfolgerungen von einer Analyseebene auf eine andere, also sogenannter ökologischer Fehlschlüsse, zum Objekt methodologischer Forschung (Price 1968, Alker 1969, Allardt 1969, Cartwright 1969, Valkonen 1969). Zweitens wurde die naheliegende Konsequenz gezogen, Individualzusammenhänge vorwiegend mit Individualdaten zu untersuchen. Drittens wurden Überlegungen darüber angestellt, welche Fragestellungen sich mittels Aggregatdaten auch ohne Gefahr ökologischer Fehlschlüsse behandeln lassen. Viertens schließlich versuchte man, Techniken zu entwickeln, mit Hilfe derer gültige Schlüsse von der Aggregat- auf die Individualebene gezogen werden könnten. An dieser Stelle interessieren uns nur die beiden letzten Konsequenzen.

Die dritte Reaktion auf die Gefahr ökologischer Fehlschlüsse haben wir im vorhergehenden Abschnitt und auch in 3.2. selbst vorgeführt. Sie löst das Problem nicht, sondern klammert es durch entsprechende Formulierung des Forschungsvorhabens aus. Wir erheben keine Erkenntnisansprüche für Individuen und beschränken uns auf Kollektive als Analyseeinheiten und Erkenntnisobjekte. Wenn auf dieser Ebene relevante Fragestellungen existieren — wovon wir im letzten Abschnitt ausgegangen sind — dann ist die Aggregatdatenanalyse zu ihrer Beantwortung das gegebene Instrument, ohne daß sich das Problem ökologischer Fehlschlüsse überhaupt zu stellen braucht. Sie lassen sich mithin unschwer vermeiden, wenn verschiedene Analyseebenen argumentativ säuberlich auseinandergehalten werden und man sich darüber Rechenschaft gibt, wozu sich Aggregatdatenanalysen eignen und wozu nicht<sup>55</sup>.

Als vierte und letzte Reaktion auf Robinsons Artikel wurde das Bemühen angeführt, zu gültigen Schlußweisen von Aggregat- auf Individualbeziehungen zu kommen (Cartwright 1969: 205 - 212). Schon 1953 veröffentlichte Duncan eine kurze Replik auf Robinson. Darin wurde gezeigt, daß aus im Aggregat ermittelten Randverteilungen zwar nicht auf die genauen Anteile der Individuen mit bestimmten Merkmalskombinationen geschlossen werden kann, daß aber die Maxima und Minima dieser Anteile feststehen. Sind zum Beispiel 90 Prozent der Wahlberechtigten eines Wahlkreises weiß, 10 Prozent farbig, und erhält eine bestimmte Partei 50 Prozent der Stimmen aller Wahlberechtigten, dann steht fest, daß die Weißen mindestens zu  $\frac{4}{9}$  und höchstens zu  $\frac{5}{9}$  für diese Partei gestimmt haben. Je mehr Wahlkreise entsprechend untersucht werden, desto enger wird das Band zwischen Minima und Maxima und desto besser wird die Näherung der Anteile bestimmter Merkmals-

---

<sup>55</sup> Cf. dazu den inhaltlich wie methodologisch äußerst ergiebigen Sammelband von Dogan (1969) und Rokkan.

kombinationen auf der individuellen Ebene. Außerdem gilt, daß die Qualität der Näherung bei Analyse vieler kleiner Einheiten besser ist als bei Analyse weniger großer Einheiten. Der Hinweis ist wohl angezeigt, daß die Logik dieses von Duncan vorgeschlagenen Verfahrens von Schauff (1975) schon lange vorweggenommen wurde, der das Wahlverhalten der deutschen Katholiken in der Weimarer Republik als das Wahlverhalten in denjenigen Wahlkreisen ermittelte, die fast ausschließlich von Katholiken bewohnt werden.

Ein methodologisch ausgefeilteres Verfahren zur Schätzung der Anteile der Individuen mit bestimmten Merkmalskombinationen, das wir an einem Beispiel illustrieren wollen, hat Goodman (1959) vorgelegt. Unter der Annahme gleicher Wahlbeteiligung unter Männern und Frauen kann der Anteil der CDU-Stimmen an der Zahl der Wahlberechtigten in jedem Wahlkreis geschrieben werden als:

$$\begin{aligned} \frac{\text{CDU-Stimmen}}{\text{Wahlberechtigte}} &= p \frac{\text{wahlberechtigte Frauen}}{\text{Wahlberechtigte}} + q \left( 1 - \frac{\text{wahlberechtigte Frauen}}{\text{Wahlberechtigte}} \right) = \\ &= (p - q) \frac{\text{wahlberechtigte Frauen}}{\text{Wahlberechtigte}} + q \end{aligned}$$

Dabei ist  $p$  das Produkt aus der Wahlbeteiligung und dem Anteil der wählenden Frauen, der für die CDU stimmt,  $q$  das Produkt aus der Wahlbeteiligung und dem Anteil der wählenden Männer, die CDU wählen.  $p$  und  $q$  sind unbekannt, können aber durch eine einfache bivariate Regression des Anteils der CDU-Stimmen an der Zahl der Wahlberechtigten auf den Frauenanteil an den Wahlberechtigten über eine Zahl von Wahlkreisen hinweg geschätzt werden. Einzige Voraussetzung ist, daß man für die einzelnen Wahlkreise die Geschlechtsverteilungen der Wahlberechtigten und die Wahlresultate kennt. Die Logik der Methode ist verblüffend einfach, allerdings stehen ihrer praktischen Anwendung eine Reihe von Hindernissen entgegen<sup>56</sup>. Insbesondere sind unverzerrte Parameterschätzungen nur unter einer Reihe restriktiver Annahmen zu erwarten, die Shively (1969) in Anlehnung an Goodman (1959) nochmals präzisiert hat. Ungeachtet dieser Probleme wollen wir in Kapitel 5. ganz kurz die Aggregatebene verlassen und mit Hilfe von Goodmans Verfahren das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1976 zu schätzen versuchen. Bis dahin aber wird ausschließlich auf der Aggregatebene analysiert und interpretiert — eingedenk der dargelegten Erkenntnisziele und der Unzulässigkeit der Übertragung von Aggregatbeziehungen auf die Individualebene.

<sup>56</sup> Ein Versuch einer derartigen praktischen Anwendung findet sich bei Crewe (1976).

### 3.5.2. Der Regressionsansatz

#### 3.5.2.1. Das lineare multiple Regressionsmodell und seine Annahmen

Die grundlegende Ausgangshypothese, daß Wahlergebnisse vom Zustand der Wirtschaft beeinflußt werden, entspricht in ihrer Form dem in den Sozialwissenschaften wohl am häufigsten anzutreffenden Ausagentyp. Es wird unterstellt, daß der Wert jedes Beobachtungsfalls auf jeder einzelnen das Wahlergebnis charakterisierenden abhängigen Variablen erklärt werden kann durch die Werte desselben Beobachtungsfalls auf mehreren unabhängigen ökonomischen Variablen. Eine derartige Beziehung läßt sich optimal darstellen durch eine multiple lineare Regressionsgleichung der Form:

$$Y_i = a_1 X_{1i} + a_2 X_{2i} + \dots + a_K X_{Ki} + b + e_i$$

$Y$  bezeichnet dabei die abhängige Variable,  $X$  die unabhängigen Variablen,  $e$  ist eine stochastische Fehlergröße,  $K$  steht für die Zahl der unabhängigen Variablen,  $a$  und  $b$  sind Konstanten (Regressionskoeffizienten oder -parameter) und  $i$  schließlich bezeichnet den Beobachtungsfall.  $Y$  und  $X$  sind beobachtbar und meßbar, die Werte von  $a$  und  $b$  sind zu ermitteln. Wegen des stochastischen Fehlers  $e$  ist die Beziehung zwischen  $Y$  und den verschiedenen unabhängigen Variablen  $X$  nicht deterministisch, sondern zu jeder Kombination von Werten der einzelnen unabhängigen Variablen gehört eine Wahrscheinlichkeitsverteilung von  $Y$ -Werten. Sobald die Parameter  $a$  und  $b$  aus den beobachteten  $X$ - und  $Y$ -Werten geschätzt sind, ist es möglich, den Wert des Fehlers  $e$  für jeden Beobachtungsfall anzugeben.

Das Ziel der Regressionsanalyse ist die Schätzung der Parameter  $a$  und  $b$ . Neben der Annahme, daß der fragliche Zusammenhang durch die obige Regressionsgleichung beschrieben wird, bedarf es zusätzlicher Annahmen, um die Parameterschätzung vorzunehmen und die Eigenschaften der Schätzergebnisse beschreiben zu können. Die erforderlichen Annahmen lauten, daß  $e$  normalverteilt sein muß mit dem Mittelwert 0 und endlicher Varianz. Ferner muß angenommen werden, daß die einzelnen Fehler die gleiche, von den  $X$ -Werten unabhängige Varianz haben (Homoskedastizität) und daß die Fehler bei verschiedenen Beobachtungsfällen voneinander unabhängig sind. Schließlich sind die Annahmen notwendig, daß die  $X$ -Werte nicht-stochastisch und fehlerfrei gemessen sind und daß keine zwei der unabhängigen Variablen in einer perfekten linearen Beziehung zueinander stehen. Zusammen mit der obigen Regressionsgleichung bezeichnet man diese Annahmen als das „klassische normale lineare Regressionsmodell“<sup>57</sup>.

Den aus dem linearen Regressionsmodell für einen bestimmten Beobachtungsfall  $i$  ohne Kenntnis des Fehlers vorhergesagten Wert der abhängigen Variablen  $Y$  bezeichnen wir als  $Y'_i$ . Es gilt:

$$Y_i = a_1 X_{1i} + a_2 X_{2i} + \dots + a_K X_{Ki} + b$$

Wenn  $N$  die Anzahl der Beobachtungsfälle ist, gilt deshalb auch:

$$\sum_{i=1}^N e_i^2 = \sum_{i=1}^N (Y_i - Y'_i)^2$$

Diese Summe der zur Beseitigung von negativen Vorzeichen quadrierten Fehler ist umgekehrt proportional zu der Güte der Regressionsgleichung. Gesucht ist diejenige Gleichung — also diejenige Kombination von Parameterwerten — die diese Summe der quadrierten Fehler minimiert. Sie kann ermittelt werden, indem die Summe der quadrierten Fehler nach jedem der gesuchten Koeffizienten differenziert wird und die Ableitungen gleich Null gesetzt werden. Dadurch erhält man  $K - 1$  Gleichungen für  $K - 1$  Unbekannte und kann die Parameterschätzungen  $b'$  und  $a'_1$  bis  $a'_K$  aus den beobachteten Werten der abhängigen Variablen bestimmen. Etwas unpräzise wird dieses Verfahren als „Methode der kleinsten Quadrate“ bezeichnet. Wenn die oben aufgezählten Annahmen erfüllt sind, dann sind seine Ergebnisse identisch mit denjenigen der „maximum-likelihood“-Methode, welche diejenige Kombination von Parameterwerten ermittelt, bei der die Wahrscheinlichkeit am höchsten ist, bei gegebenen Werten der unabhängigen Variablen die beobachteten Werte der abhängigen Variablen zu erhalten. Überdies erfüllen diese Schätzungen der Koeffizienten die üblichen Gütekriterien für Schätzwerte in kleinen und großen Stichproben (Kmenta 1971: 155 - 171).

Die Gesamtvariation der abhängigen Variablen ist gleich der Summe der durch die Regressionsgleichung erklärten Variation und der Fehlervariation. Ist  $\bar{Y}$  das Mittel aller  $Y_i$ , dann gilt:

$$\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^N (Y'_i - \bar{Y})^2 + \sum_{i=1}^N e_i^2$$

Das konventionelle Maß für die Güte einer Regressionsgleichung ist der multiple Determinationskoeffizient  $R^2$ , der als Anteil der durch die Regressionsgleichung erklärten Variation an der Gesamtvariation definiert ist.

---

<sup>57</sup> Cf. dazu eine beliebige Einführung in die Regressionsanalyse, wie etwa Draper (1966), Kmenta (1971), Theil (1971), Gaensslen (1973), Kerlinger (1973), Hilton (1976).

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (Y'_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Die Hypothese, daß keine der unabhängigen Variablen einen signifikanten Effekt auf die abhängige Variable hat, kann mit Hilfe der  $F$ -Verteilung getestet werden. Die Größe

$$(R^2 / (1 - R^2)) ((N - K) / (K - 1))$$

ist nämlich verteilt wie  $F$  mit  $N - K$  und  $K - 1$  Freiheitsgraden. Die Hypothese, daß eine bestimmte unabhängige Variable  $X_j$  keinen signifikanten Effekt auf die abhängige Variable hat, kann mit Hilfe der  $t$ -Verteilung getestet werden. Wenn  $s_{a'_j}$  der Standardfehler der Parameterschätzung  $a'_j$  ist, dann ist  $a'_j / s_{a'_j}$  wie  $t$  mit  $N - K$  Freiheitsgraden verteilt<sup>58</sup>. Auf die Problematik von Signifikanzaussagen im Kontext dieser Untersuchung kommen wir weiter unten noch zu sprechen.

### 3.5.2.2. Verletzung von Annahmen des Regressionsmodells

#### 3.5.2.2.1. Nicht-Normalität der Fehlerverteilung

Das klassische Regressionsmodell setzt um den Wert Null normalverteilte Fehler voraus. Aber auch wenn diese Annahme nicht erfüllt ist, behalten die nach der Methode der kleinsten Quadrate berechneten Schätzwerte die meisten ihrer wünschenswerten Eigenschaften bei. Insbesondere bleiben sie unverzerrt. Allerdings können die Standardfehler der Regressionskoeffizienten nicht mehr zuverlässig geschätzt werden, was die Möglichkeit von Signifikanztests beeinträchtigt. Ist der Mittelwert von  $e$  von Null verschieden, bleibt die Schätzung der Koeffizienten  $a_1$  bis  $a_K$  unberührt, man erhält aber eine verzerrte Schätzung der Regressionskonstanten  $b$ .

Vergegenwärtigt man sich jedoch die Bedeutung des Fehlerterms, dann wird deutlich, daß die Gefahr starker Abweichungen der Fehlerverteilung von der Normalität nicht allzu groß ist. Die Fehler fassen die Effekte all derjenigen Variablen zusammen, die systematisch auf Wahlergebnisse einwirken, die wir aber nicht als unabhängige Variablen in unseren Modellspezifikationen berücksichtigen. Damit wird aber der zentrale Grenzwertsatz relevant, der besagt, daß die Verteilung der Summe einer größeren Anzahl von voneinander unabhängigen Zufallsvariablen unabhängig von der Form der Verteilung der einzelnen Variablen gegen die Normalverteilung tendiert (Bohrnstedt 1971: 123).

<sup>58</sup> Dieser Test kann auch mittels der  $F$ -Verteilung erfolgen, cf. z. B. Gaensslen (1973: 109 - 111).

Wenn die Fallzahl nicht allzu niedrig ist, kann die Annahme der Normalverteilung der Fehler also als realistisch angesehen werden.

#### 3.5.2.2.2. Meßfehler

Fehlerhafte Messung der Variablen stellt für multiple Regressionsanalysen ein schwerwiegendes Problem dar<sup>59</sup>. Wenn die Messung der unabhängigen Variablen von Fehlern behaftet ist, können die Schätzwerte aller Parameter verzerrt sein. Die Regressionskonstante  $b$  wird dann in der Regel durch  $b'$  überschätzt, für die übrigen Koeffizienten läßt sich die Richtung der Verzerrung a priori nicht vorhersagen. Fehler der Messung der abhängigen wie auch der unabhängigen Variablen führen stets zu einer Unterschätzung des multiplen Determinationskoeffizienten  $R^2$  (Bohrnstedt 1971: 130 - 137).

Praktisch fehlerfrei sind auf der Seite unserer abhängigen Variablen die Stimmenanteile der drei Parteien CDU/CSU, SPD und FDP gemessen. Die drei Regierungsvariablen enthalten dadurch einen bestimmten Fehler, daß als operationales Kriterium Regierungsbeteiligung zum Zeitpunkt der Wahl verwandt wird und unberücksichtigt bleibt, ob die betreffende Regierung eine ganze Legislaturperiode über im Amt war oder nicht. Beim Regierungsanteil und beim Regierungsvorsprung kommt hinzu, daß nur die Stimmenanteile der drei großen Parteien in die Berechnung eingehen, während die Regierungsbeteiligung „sonstiger“ Parteien vernachlässigt wird. Dieser Fehler tritt jedoch nur in den 50er Jahren auf und ist quantitativ nicht sehr bedeutend. Insgesamt gesehen kommen die in den empirischen Analysen relevanten abhängigen Variablen dem Ideal fehlerfreier Messung recht nahe.

Problematischer sind die unabhängigen Variablen. Wie wir oben gesehen haben, stehen für einige Variablen Werte nicht für alle Bundesländer und nicht für alle Jahre zur Verfügung, so daß sie zum Teil in den Analysen durch die entsprechenden Bundeswerte angenähert werden müssen. Eine weitere Fehlerquelle ist die Messung der Wirtschaftslage zum Zeitpunkt der Wahl durch Jahresmittelwerte des Wahljahres oder des Vorjahres, wenn eine Wahl vor dem 1. Mai stattfand. Überdies existieren noch die bereits erwähnten Validitäts- und Reliabilitätsprobleme der einzelnen ökonomischen Indikatoren, so daß wir auf

---

<sup>59</sup> Man beachte die unterschiedlichen Bedeutungen des Begriffs „Fehler“ hier und im vorigen bzw. folgenden Abschnitt! Dort bezeichnet „Fehler“ — auch Residuum genannt — die Abweichung der beobachteten Werte einer Variablen von den durch die Regressionsgleichung implizierten. Hier ist mit „Fehler“ gemeint die Abweichung beobachteter Werte eines Indikators von den „wahren“ Werten der Untersuchungseinheiten auf dem zugeordneten theoretischen Kontinuum. Cf. Kmenta (1971: 309 - 316).

der Seite der unabhängigen Variablen von fehlerfreier Messung weiter entfernt sind. Angesichts zum Beispiel der Unzuverlässigkeit der Arbeitsmarktstatistik oder der fragwürdigen Ersetzung der personalen durch die funktionale Einkommensverteilung ist auch die Annahme zufälliger Meßfehler schwerlich zu vertreten, und durch systematische Meßfehler in den unabhängigen Variablen verzerrte Schätzergebnisse können nicht ausgeschlossen werden<sup>60</sup>.

### 3.5.2.2.3. Autokorrelation der Fehler

Ein zentrales Problem bei der Regressionsanalyse von Zeitreihendaten ist die Verletzung der Annahme, daß die Fehlerterme  $e_i$  zu verschiedenen Zeitpunkten nicht miteinander korrelieren. Bei Querschnittsanalysen ist derartige Autokorrelation der Residuen praktisch nie von Bedeutung. Wenn aber die gleichen Einheiten zu wiederholten Zeitpunkten vermessen werden, ist es recht wahrscheinlich, daß die Abweichungen von der Regressionsgleichung untereinander zumindest in einem schwachen Zusammenhang stehen. Um ein triviales Beispiel zu geben: Untersucht man über einen längeren Zeitraum hinweg Kinder auf die Beziehung zwischen Körpergröße und -gewicht, dann ist die Wahrscheinlichkeit natürlich hoch, daß ein zu einem bestimmten Beobachtungspunkt übergewichtiges Kind auch bei der folgenden Beobachtung Übergewicht hat.

Die empirisch wohl am häufigsten anzutreffende Autokorrelation von Residuen besteht darin, daß — wie im Beispiel — der Wert des Fehlers in einem bestimmten Zeitpunkt von dem Fehler im vorhergehenden Beobachtungspunkt abhängt. Man spricht dann davon, daß die Residuen einen „autoregressiven Prozeß erster Ordnung“ aufweisen. Für die Schätzung von Regressionskoeffizienten nach der Methode der kleinsten Quadrate bedeutet das Vorliegen derartiger Autokorrelation der Residuen, daß sie nach wie vor unverzerrt und schätzungstreu, nicht aber effizient erfolgt (Kmenta 1971: 273 - 278). Verzerrt werden dagegen die Schätzungen der Standardfehler der Regressionskoeffizienten. Da sie unterschätzt werden, läuft man Gefahr, bei Signifikanztests Parameter fälschlicherweise als statistisch signifikant zu akzeptieren. Wie wir gleich noch ausführen werden (3.5.2.3.) spielen aber Signifikanzermäßigungen in dieser Arbeit eine untergeordnete Rolle, so daß wir das Problem der Autokorrelation der Fehler unter diesem Aspekt ausklammern könnten.

---

<sup>60</sup> Zum Vergleich der Effekte zufälliger und systematischer Maßfehler cf. Blalock (1970 a).

Diese Schlußfolgerung ist jedoch nicht zulässig, wenn sich unter den zur Erklärung des Wahlergebnisses herangezogenen unabhängigen Variablen auch die verzögerte endogene Variable, das Ergebnis der letzten Wahl, befindet, die wir weiter oben (3.3.3.1.) als eine relevante Erklärungsvariable für den Fall identifiziert haben, daß es sich bei der abhängigen Variablen nicht um eine Veränderung gegenüber dem Ergebnis der vorherigen Wahl handelt. Wenn nämlich Autokorrelation der Residuen in einem autoregressiv spezifizierten Modell auftritt, dann sind die Parameterschätzungen nach der Methode der kleinsten Quadrate unabhängig von der Fallzahl verzerrt und inkonsistent (Theil 1971: Kapitel 8-7, Hibbs 1974). Entsprechenden Schätzungen können wir nur vertrauen, wenn die Autokorrelation der Fehler gering ist, so daß wir uns in den empirischen Analysen eine Vorstellung von ihrem Ausmaß verschaffen müssen<sup>61</sup>.

Das etablierte Verfahren zur Beurteilung der Autokorrelation der Residuen eines Regressionsmodells ist der Durbin-Watson-Test (Durbin 1950, 1951). Bei nicht-autoregressiven Modellen ist er problemlos anwendbar, auch wenn bei kombinierten Quer- und Längsschnittdaten die Annahme der Homoskedastizität verletzt ist (Epps 1977). Da die Schätzungen der Koeffizienten derartiger Modelle nach der Methode der kleinsten Quadrate jedoch unabhängig von Korrelationen unter Fehlern unverzerrt sind, besagt der Test nur, ob statistische Inferenzen mit Hilfe der geschätzten Standardfehler der Koeffizienten zuverlässig sind oder nicht. Bei autoregressiven Modellen, die wegen der Gefahr von durch Autokorrelation der Residuen verzerrten Schätzungen in diesem Zusammenhang viel wichtiger sind, ist der Durbin-Watson-Test dagegen streng genommen nicht anwendbar (Kmenta 1971: 295). Da diese Frage in der methodologischen Literatur eine abschließende Lösung noch nicht gefunden hat<sup>62</sup>, behelfen wir uns hier im Fall autoregressiver Modelle mit einer uneleganten Ersatzlösung, die zwar die Signifikanz der Autokorrelation unter den Fehlern nicht genau erfaßt, wohl aber ihr Ausmaß verdeutlicht. Statt der Durbin-Watson-Teststatistik berechnen wir aus den Residuen der nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzten Regressionsgleichung den Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung  $r_A$  und drücken ihn als Vielfaches seines geschätzten Standardfehlers  $s_{r_A}$  aus. Dieser Quotient  $r_A/s_{r_A}$  sollte

<sup>61</sup> Es verdient allerdings hervorgehoben zu werden, daß das Ausmaß der durch Autokorrelation der Fehler produzierten Verzerrung der Parameterschätzung reduziert wird durch die Einbeziehung von weiteren unabhängigen Variablen neben der verzögerten endogenen Variablen, cf. Malinvaud (1970).

<sup>62</sup> In einer Simulationsstudie hat Kenkel (1974) z. B. gezeigt, daß der von Durbin (1970) speziell für autoregressive Modelle entwickelte *H*-Test dem „klassischen“ Durbin-Watson-Test bei geringen Fallzahlen unterlegen ist.



etwa wie  $t$  verteilt sein; hohe Werte signalisieren starke Autokorrelation der Residuen und damit die Gefahr verzerrter Schätzergebnisse.

#### 3.5.2.2.4. Heteroskedastizität

Wenn die Varianz der Fehler  $e_i$  einer Regressionsgleichung abhängt von den Werten der unabhängigen Variablen, dann ist eine der Grundannahmen des klassischen Regressionsmodells verletzt. Man spricht dabei von „Heteroskedastizität“. Im Gegensatz zur Autokorrelation der Residuen ist Heteroskedastizität weniger für Zeitreihenanalysen als vielmehr bei Querschnittuntersuchungen verschiedener gleichartiger Objekte relevant. Als simples Beispiel sei hier die Vermutung angeführt, daß die Streuung um die lineare Regression des Körpergewichts auf die Körpergröße bei sehr großen Personen größer sein dürfte als bei sehr kleinen.

Die Konsequenzen derartiger Heteroskedastizität für die Parameterschätzung lassen sich einfach zusammenfassen. Nach der Methode der kleinsten Quadrate berechnete Schätzwerte bleiben unverzerrt und schätzungstreu; sie sind aber nicht effizient (z. B. Kmenta 1971: 250 - 254). Die Schätzungen der Standardfehler der Koeffizienten dagegen werden durch Heteroskedastizität der Residuen verzerrt und zwar gilt, daß sie bei einer positiven Korrelation zwischen unabhängigen Variablen und der Varianz der Residuen unterschätzt werden. Insofern gleicht der Effekt der Heteroskedastizität demjenigen der Autokorrelation der Residuen in nicht-autoregressiven Modellen: Nach der Methode der kleinsten Quadrate vorgenommene Schätzungen ergeben zu enge Konfidenzintervalle um die Koeffizienten und führen damit zu falschen Signifikanzaussagen. Diese Folgen heteroskedastischer Residuen gelten sowohl für reine Querschnittsdaten wie auch für kombinierte Längs- und Querschnittsdaten (Kmenta 1971: 508 - 517), und zwar unabhängig davon, ob man es im letzteren Fall gleichzeitig mit autoregressiven Modellen zu tun hat oder nicht.

Alles in allem können wir also über die Verletzung der Annahmen des klassischen Regressionsmodells feststellen, daß Schätzungen nach der Methode der kleinsten Quadrate zur Beschreibung der gesuchten Zusammenhänge zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen ausreichen, solange wir nicht mit autokorrelierten Fehlern in autoregressiven Modellspezifikationen konfrontiert werden. Zuverlässige statistische Inferenzen andererseits könnten im Rahmen der folgenden Untersuchungen nur präsentiert werden, wenn die Residuen unserer Modelle weder Autokorrelation noch Heteroskedastizität aufwiesen oder wenn die Methode der kleinsten Quadrate durch Verfahren er-

setzt würde, welche die Effekte beider Erscheinungen ausschalten. Da wir aber in dieser Arbeit primär an Deskription und nicht an statistischer Inferenz interessiert sind, brauchen wir auf das Problem der Heteroskedastizität keine besondere Aufmerksamkeit zu verwenden.

### 3.5.2.3. Inferenz versus Replikation

In den vorangehenden Abschnitten wurde deutlich, daß die unverzerrte Beschreibung der Zusammenhänge zwischen ökonomischen Variablen und Wahlergebnissen durch Regressionsanalysen nach der Methode der kleinsten Quadrate zwar nicht immer möglich ist, daß sie aber auf jeden Fall unproblematischer ist als ein Urteil darüber, ob der Beitrag einer bestimmten unabhängigen Variablen zur Erklärung von Wahlergebnissen statistisch signifikant ist oder nicht. Man kann nun argumentieren, daß Aussagen der letzteren Art im Kontext dieser Arbeit ohnehin nicht sonderlich relevant sind, weil sie sich in erster Linie nicht auf den untersuchten Datensatz beziehen, sondern auf eine fiktive Population. Wenn ein bestimmter Koeffizient in der Gesamtheit der hier untersuchten Wahlen statistisch signifikant ist, dann folgt daraus, daß in dieser fiktiven Population, aus der die untersuchten Wahlen eine Zufallsstichprobe bilden sollen, der entsprechende Koeffizient mit angebbarer Wahrscheinlichkeit von Null verschieden ist. Eine derartige Population existiert jedoch nicht. Wir arbeiten mit den Populationsdaten aller Wahlen in der Geschichte der Bundesrepublik selbst. Auch nicht-signifikante Koeffizienten beschreiben somit Zusammenhänge, die in der Population dieser Wahlen tatsächlich existieren, auch wenn sie vergleichsweise schwach ausgeprägt sind.

Mit der Annahme, daß wir eine zufällig ausgewählte Untermenge einer Population stellvertretend für die gesamte Population untersuchen, steht und fällt die Logik signifikanzstatistischer Inferenzen. Man kann natürlich die Anwendung entsprechender Techniken dadurch verteidigen, daß man die tatsächlich erfolgten Wahlen als Stichprobe aus allen logisch „möglichen“ Wahlen zu beliebigen Zeitpunkten ausgibt. Dadurch ist jedoch wenig geholfen, denn zum einen sind Generalisierungen über diese fiktive Population uninteressant, zum anderen ist nicht einsichtig, inwiefern die tatsächlich erfolgten regelmäßigen Wahlen als Zufallsstichprobe aufgefaßt werden könnten. Wir kommen also kaum an der Erkenntnis vorbei, daß wir die Daten der Population selbst untersuchen, daß die Regressionsanalyse damit in erster Linie zur Deskription von Zusammenhängen in der Population dient und daß inferenzstatistische Überlegungen nicht angebracht sind. Die meisten bisher durchgeführten empirischen Studien zum Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnissen haben sich um diese Er-

kenntnis herumgewunden und messen — was im Literaturbericht des Kapitels 2. deutlich geworden sein dürfte — der Signifikanz bzw. Nicht-Signifikanz von geschätzten Koeffizienten eine erhebliche Bedeutung zu. Nach der hier vertretenen Auffassung geschieht das zu Unrecht. Signifikanzniveaus erlauben bei Populationsanalysen Aussagen über die Stärke beobachteter Zusammenhänge, nicht über ihre Existenz bzw. Nicht-Existenz.

Indem wir hier nicht die Interpretation von Signifikanztests in den Vordergrund stellen, geben wir das schlechthin zentrale Element der Inferenzstatistik auf, deren Zweck es ist, das Vertrauen in die eigenen Befunde zu quantifizieren. Damit sind wir jedoch nicht bei jeder Möglichkeit, eine Vorstellung von der Zuverlässigkeit unserer Ergebnisse zu erhalten. Die Frage nach der Signifikanz kann ersetzt werden durch die Frage nach der Stabilität und der Reproduzierbarkeit beobachteter Beziehungen<sup>63</sup>. Dieser Frage kann auf verschiedene Weise nachgegangen werden. Man kann zum Beispiel zukünftige Wahlergebnisse aus den bei früheren Wahlen festgestellten Zusammenhängen vorherzusagen versuchen oder man kann überprüfen, ob die in der gesamten Population beobachteten Beziehungen zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen in Untermengen der Population replizierbar sind. So lassen sich in dieser Arbeit etwa Bundes- und Landtagswahlen trennen, und man kann einzelne Bundesländer oder die Wahlen bestimmter Jahre herausgreifen, um die Stabilität der in der Population ermittelten Zusammenhänge zu beurteilen. Einen weiteren Replikationsaspekt enthalten die im folgenden dargestellten empirischen Analysen auch durch die Verwendung verschiedener operationaler Indikatoren für die einzelnen unabhängigen ökonomischen Variablen.

Entscheidend für das Vertrauen in die Parameterschätzungen aus den Daten der gesamten Population bzw. bei Verwendung eines bestimmten Indikators sind mithin nicht Signifikanzniveaus, sondern die Reproduzierbarkeit der Regressionskoeffizienten nach Vorzeichen und Größenordnung in verschiedenen Untermengen der Population bzw. bei Verwendung anderer Indikatoren. Signifikanzniveaus werden nur insoweit relevant, als es natürlich einen Unterschied macht, ob sich im Replikationsversuch das Vorzeichen eines in Population wie Teilpopulation nicht signifikanten Koeffizienten umkehrt oder ob der betreffende Koeffizient in Population wie Teilpopulation hochsignifikant ist aber unterschiedliche Vorzeichen hat. Dabei interessiert statistische Signifikanz der Koeffizienten aber nicht als solche oder wegen ihrer inferenzstatistischen Bedeutung, sondern nur als naheliegendes und

---

<sup>63</sup> Cf. dazu die Beiträge des Sammelbandes von Morrison (1970) sowie den mit einer extensiven Bibliographie versehenen Aufsatz von Finifter (1972).

bequemes Kriterium für besonders deutlich ausgeprägte Zusammenhänge. Ein letzter Hinweis sei gestattet: Sollten derartige Replikationsversuche zu inkonsistenten Ergebnissen führen, dann bedeutet das natürlich noch nicht, daß zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen keine Zusammenhänge bestehen, sondern deutet nur darauf hin, daß sie zwischen Wahlen verschiedener Ebenen bzw. raumzeitlich differenziert gesehen werden müssen oder daß zwei Indikatoren eben nicht dasselbe messen. Ausführlicher ist dieses Problem bereits in 3.2. behandelt worden, so daß sich weitere Bemerkungen hier erübrigen.

## 4. Wirtschaftslage und Wahlergebnisse in der Bundesrepublik bis zur Bundestagswahl 1976

### 4.1. Vorbemerkung

Im Abschnitt 3.3.2. wurden die abhängigen Variablen vorgestellt, welche in dieser Arbeit zur Beschreibung der Wahlergebnisse dienen. Bereits dort konnten wir vier dieser Variablen wegen ihrer hohen Korrelation mit anderen abhängigen Variablen aus der weiteren Untersuchung ausscheiden. In diesem Kapitel wird zunächst über die Schätzung eines einfachen Modells berichtet, das nur Arbeitslosigkeit und Inflation als ökonomische Variablen berücksichtigt. Mit Hilfe dieser Ergebnisse soll die Zahl der im folgenden zu analysierenden abhängigen Variablen weiter reduziert werden. Ferner soll untersucht werden, ob die Wirkungsweise dieser beiden ökonomischen Variablen nach Bundesländern, Bundes- oder Landtagswahlen oder nach einzelnen Bundestagswahlen differenziert werden muß. Erst danach werden die übrigen makroökonomischen Variablen in das Modell einbezogen und erste inhaltliche Ergebnisse berichtet.

Anschließend versuchen wir, die Befunde auf ihre Empfindlichkeit gegenüber unterschiedlichen Definitionen der unabhängigen Variablen zu untersuchen. Dabei geht es darum herauszufinden, ob und welche Wahlergebnisse stärker zusammenhängen mit der Arbeitslosenzahl oder der Arbeitslosenquote oder den Veränderungsraten beider Größen, ob Netto- oder Brutto-, Nominal- oder Realwerte von Einkommen und wirtschaftlichem Wachstum wichtiger sind. Wir fragen nach den Effekten der Wirtschaftslage im Bund und in den Ländern, nach der Rolle der wirtschaftlichen Entwicklung während der Legislaturperiode und nach eventuellen asymmetrischen Reaktionen auf Veränderungen der wirtschaftlichen Situation. Danach soll die Bedeutung des föderativen Staatsaufbaus und der Regierungsteilhabe in Bund und Ländern für die Beziehungen zwischen Wahlergebnissen und der Wirtschaftslage analysiert werden. Den Abschluß dieses vierten Kapitels bildet ein Versuch, das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 aus den bis einschließlich 1972 festgestellten Zusammenhängen zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen und der aktuellen ökonomischen Situation zu prognostizieren.

## 4.2. Schätzung eines einfachen Modells zur Eingrenzung von Analyseeinheiten und abhängigen Variablen

### 4.2.1. Elimination von überflüssigen abhängigen Variablen

Die erste Aufgabe besteht darin, die Anzahl der zur Beschreibung von Wahlergebnissen verwandten abhängigen Variablen weiter zu reduzieren. Zu diesem Zweck werden die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD, FDP und der Regierung sowie der Stimmenvorsprung der Regierung und der führenden Regierungspartei auf die Werte der entsprechenden Variablen bei der vorhergehenden Wahl, Arbeitslosigkeit und Inflation regrediert. Die Veränderungen dieser sechs Variablen gegenüber der jeweils letzten Wahl werden nur auf Arbeitslosigkeit und Inflation regrediert. Die Regressionen werden für alle Wahlen gemeinsam und nach Bundestagswahlen auf Landesebene und Landtagswahlen getrennt berechnet. Arbeitslosigkeit wird durch die Veränderung der Arbeitslosenzahl vom Vorwahljahr zum Wahljahr, Inflation durch die Inflationsrate des Wahljahres gemessen. Insgesamt werden somit 36 multiple Regressionsgleichungen nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt.

Alle diese Schätzergebnisse hier wiederzugeben, würde zu viel Platz beanspruchen. Es erübrigt sich aber auch deshalb, weil der zentrale Befund sich verbal kurz zusammenfassen läßt. In den achtzehn die Wahlergebnisse selbst beschreibenden Gleichungen weisen Arbeitslosigkeit und Inflation in einer ganzen Reihe von Fällen deutlich von Null verschiedene Koeffizienten auf. Mit der Ausnahme der FDP haben diese drei ökonomischen Variablen in den achtzehn Gleichungen für die Veränderungen der Wahlergebnisse andererseits so kleine Koeffizienten, daß von einem auch nur geringfügigen Effekt der Wirtschaftslage nicht die Rede sein kann. Die in den D-Variablen erklärten Varianzanteile liegen bei 15 dieser Gleichungen weit unter zehn Prozent; beim Zuwachs/Verlust der FDP betragen die durch Arbeitslosigkeit und Inflation erklärten Varianzanteile bei allen Wahlen dreizehn Prozent und bei Bundes- und Landtagswahlen jeweils neunzehn Prozent. Die Vorzeichen der Koeffizienten der beiden ökonomischen Variablen sind im Fall der FDP in den Gleichungen für ihren Stimmenanteil und in den Gleichungen für dessen Veränderung bei allen Wahlen identisch, so daß die Untersuchung beider Variablen nur redundante Information liefert. Insgesamt kann daraus der Schluß gezogen werden, daß — vielleicht mit der Ausnahme der FDP — mögliche Effekte der Wirtschaftslage sich eher in den Wahlergebnissen selbst als in den Differenzen gegenüber der vorherigen Wahl festmachen lassen, so daß wir im folgenden auf die Analyse der letzteren verzichten können.

Für die drei das Abschneiden der Regierung charakterisierenden Variablen ergeben die Regressionsanalysen praktisch identische Befunde, was aufgrund ihrer bereits berichteten hohen Multikollinearität zu erwarten war. Sämtliche Parameterschätzungen stimmen bei jeweils gleichen analysierten Wahlen sowohl in den Vorzeichen wie auch der Größenordnung nach miteinander überein, so daß wir in der Tat zwei dieser Variablen aus der weiteren Untersuchung ausscheiden können. Zur Auswahl werden zwei Kriterien herangezogen und zwar zum einen der Grad der Autokorrelation der Residuen der geschätzten Modelle und zum anderen der durch die zwei ökonomischen Variablen zusätzlich zum Ergebnis der vorherigen Wahl erklärte Varianzanteil. Nach beiden Kriterien ist der Stimmenanteil der Regierung ihrem Stimmenvorsprung vor der Opposition und dem Stimmenvorsprung der größten Regierungspartei vor der führenden Oppositionspartei überlegen, und wir beschränken die Zahl der im folgenden zu analysierenden abhängigen Variablen somit auf vier, nämlich auf die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD, FDP und der Regierung. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen für diese vier Variablen sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Die inhaltliche Interpretation wird vorläufig noch zurückgestellt und erfolgt weiter unten (4.3.1.).

Vor der Differenzierung der Analyse für verschiedene Gruppen von Untersuchungseinheiten soll noch der Frage nachgegangen werden, ob sich die Abhängigkeit der Stimmenanteile der Parteien von der Wirtschaftslage überhaupt als solche und unabhängig von einer eventuellen Regierungsbeteiligung sinnvoll analysieren läßt. Man könnte ja argumentieren, daß Arbeitslosigkeit und Inflation ein und derselben Partei schaden, wenn sie an der Regierung beteiligt ist, und ihr zugute kommen können, wenn sie sich in der Opposition befindet. Genau diese Argumentation steht hinter der Tatsache, daß die meisten der im zweiten Kapitel dargestellten Arbeiten sich nur mit dem Abschneiden von „Regierenden“ bei Wahlen befassen — seien es Personen oder Parteien. Eine erste Antwort auf diese Frage kann gegeben werden, wenn man die oben beschriebenen Regressionsanalysen nochmals berechnet und dabei die Vorzeichen der Stimmenanteile der Parteien stets dann umkehrt, wenn sich die betreffende Partei in der Opposition befindet. Auf diese Weise erhält man wieder drei zusätzliche abhängige Variablen. Tabelle 6 vergleicht die Werte der multiplen Determinationskoeffizienten, die man für die drei Parteien in den drei genannten Gruppen von Wahlen erhält, wenn man ihr Abschneiden wie in Tabelle 5 „als Parteien“ oder aber „als Regierungsparteien“ in Beziehung zu Arbeitslosigkeit und Inflation setzt. Die Werte der Tabelle 6 legen den Schluß nahe, daß die angeführte Argumentation für die Parteien der Bundesrepublik nicht zutrifft. Besonders für CDU/CSU und FDP gilt, daß die

Tabelle 5: Regression der Stimmenanteile auf Arbeitslosigkeit und Inflation

Abhängige Variable	Wahlen	Verzögerte abhängige Variable	Arbeitslosigkeit	Inflation	Konstante	N	R <sup>2</sup>	F	r <sub>A</sub> / s <sub>rA</sub>
CDU/CSU	alle	0,80 (0,05)	- 0,05 (0,02)	- 0,57 (0,14)	0,098	142	0,68	98,8	- 0,16
	BTW	0,83 (0,06)	- 0,09 (0,03)	- 1,26 (0,28)	0,112	68	0,82	99,9	- 0,42
	LTW	0,80 (0,08)	- 0,04 (0,03)	- 0,18 (0,18)	0,083	74	0,58	32,1	- 1,72
SPD	alle	0,85 (0,04)	- 0,02 (0,01)	0,02 (0,11)	0,057	142	0,76	144	- 0,01
	BTW	0,82 (0,05)	- 0,12 (0,06)	0,90 (0,37)	0,045	68	0,85	119	0,41
	LTW	0,81 (0,06)	- 0,01 (0,02)	0,07 (0,14)	0,066	74	0,71	55,8	- 0,40
FDP	alle	0,57 (0,07)	0,07 (0,01)	- 0,02 (0,08)	0,034	142	0,40	30,3	- 1,13
	BTW	0,68 (0,08)	0,11 (0,02)	- 0,05 (0,20)	0,029	68	0,42	9,3	- 2,20
	LTW	0,53 (0,10)	0,04 (0,02)	- 0,12 (0,10)	0,038	74	0,35	12,7	- 0,71
Regierung	alle	0,98 (0,04)	- 0,01 (0,02)	- 0,10 (0,16)	0,018	142	0,83	230	0,38
	BTW	1,06 (0,05)	0,10 (0,05)	- 1,51 (0,43)	0,028	68	0,87	141	- 0,21
	LTW	0,98 (0,05)	0,01 (0,03)	0,12 (0,20)	0,008	74	0,83	113	- 1,07

Standardfehler der Koeffizienten in Klammern, Arbeitslosigkeit in 10<sup>0</sup>.



Richtung der Abhängigkeit ihrer Stimmenanteile von Arbeitslosigkeit und Inflation sich durch Beteiligung an Bundes- oder Landesregierungen nicht umkehrt<sup>64</sup>. Vielmehr gilt, daß für jede Partei bestimmte Kombinationen der beiden ökonomischen Variablen existieren, die ihr laut Tabelle 5 unabhängig von ihrer Regierungsbeteiligung schaden oder nützen. Diese drei Stimmenanteile der „Regierungsparteien“ brauchen mithin nicht weiter untersucht zu werden.

Tabelle 6

**Werte von  $R^2$  bei Regression der Stimmenanteile der Parteien auf Arbeitslosigkeit und Inflation mit und ohne Berücksichtigung der Regierungsbeteiligung**

	Als Partei			Als Regierungspartei		
	CDU/ CSU	SPD	FDP	CDU/ CSU	SPD	FDP
Alle Wahlen .. ( $N = 142$ )	0,68	0,76	0,40	0,58	0,75	0,25
Bundestags- wahlen ..... ( $N = 68$ )	0,82	0,85	0,42	0,62	0,83	0,21
Landtags- wahlen ..... ( $N = 74$ )	0,58	0,71	0,35	0,56	0,70	0,27

#### 4.2.2. Differenzierung der Untersuchung für einzelne Gruppen von Analyseeinheiten

##### 4.2.2.1. Differenzierung nach Bundesländern

Die weitere Untersuchung würde erheblich vereinfacht, sollte sich herausstellen, daß die Beziehungen zwischen Wahlergebnissen, Arbeitslosigkeit und Inflation in den einzelnen Bundesländern einander ähnlich sind. Um das Ausmaß der Übereinstimmung zu ermitteln, werden die im letzten Abschnitt beschriebenen Regressionen nochmals durchgeführt und zwar getrennt nach Bundesländern und Bundes- bzw. Landtagswahlen. Das Saarland und Berlin werden nicht berücksichtigt, weil Berlin nicht an den Bundestagswahlen teilnimmt und die Fallzahl im Saarland zu gering ist. In den übrigen neun Bundesländern werden also insgesamt 72 Regressionsgleichungen berechnet, die jede nur auf

<sup>64</sup> Daß die rechte Hälfte der Tabelle 6 dennoch so hohe Werte von  $R^2$  enthält, ist fast ausschließlich auf die verzögerte abhängige Variable zurückzuführen; cf. Tabelle 10.

sieben Fällen beruhen. Bei nur drei Freiheitsgraden können natürlich alle möglichen länderweisen Besonderheiten auf die Schätzergebnisse durchschlagen, so daß eine perfekte Übereinstimmung mit den in Tabelle 5 festgehaltenen Ergebnissen der Bundes- und Landtagswahlen in allen Bundesländern nicht erwartet werden kann.

Zur Platzersparnis werden hier nicht die kompletten Schätzergebnisse aufgeführt, sondern ihr Informationsgehalt wird in Tabelle 7 verdichtet. Diese Tabelle gibt an, in wievielen Bundesländern bei jeder Kombination von abhängigen und unabhängigen Variablen das Vorzeichen des entsprechenden Koeffizienten mit dem Ergebnis der Tabelle 5 übereinstimmt bzw. nicht übereinstimmt und wieviele dieser Koeffizienten als statistisch signifikant von Null verschieden geschätzt werden. Man beachte dabei, was in 3.5.2.3. über die Interpretation von Signifikanzaussagen ausgeführt wurde! Die Zahlen der Bundesländer mit gleichem und entgegengesetztem Vorzeichen addieren sich nicht in allen Fällen auf neun, weil für einige Koeffizienten genau der Wert Null geschätzt wird.

Tabelle 7 zeigt, daß die mit der Richtung der Zusammenhänge in allen Bundesländern übereinstimmenden Koeffizienten deutlich in der Überzahl sind. Besonders eindeutig ist das bei der Arbeitslosigkeit bei Bundestagswahlen. Von 33 Koeffizienten haben nur drei das „falsche“ Vorzeichen, von denen keiner signifikant von Null verschieden ist. Für Inflation bei Bundestagswahlen haben 23 Koeffizienten das „richtige“ und 13 das „falsche“ Vorzeichen. Bei Landtagswahlen lauten die Verhältnisse 23 zu 12 für Arbeitslosigkeit und 21 zu 14 für Inflation. Keiner der Koeffizienten mit „falschem“ Vorzeichen ist bei Landtagswahlen signifikant von Null verschieden. Den einzigen statistisch signifikanten Koeffizienten mit „falschem“ Vorzeichen hat die Inflationsrate in der Gleichung für den Stimmenanteil der CDU bei Bundestagswahlen im Land Bremen.

Die Interpretation dieser Ergebnisse ist natürlich nicht frei von subjektiven Entscheidungen. Man könnte argumentieren, daß es sich bei den Daten einzelner Bundesländer um Unterpopulationen handelt, so daß vom Gesamtzusammenhang abweichende Vorzeichen nicht etwa einer zufälligen Streuung, sondern systematischer Andersartigkeit der Beziehungen zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in den betreffenden Bundesländern zuzuschreiben sind. Ihre Zusammenfassung zu gemeinsamer Analyse — wie in Tabelle 5 erfolgt — wäre damit unzulässig. Andererseits sollte aber bedacht werden, daß die in Tabelle 7 zusammengefaßten 72 Regressionsgleichungen mit jeweils nur drei Freiheitsgraden geschätzt wurden, so daß eine einzige stark durch landespolitische oder sonstige nicht-ökonomische Ereignisse beeinflusste Wahl

ausreicht, um die Vorzeichen der ökonomischen Variablen in einem bestimmten Bundesland durcheinander zu bringen. Unter insgesamt 126 analysierten Wahlen dürfte sich eine ganze Reihe derartiger Wahlen nachweisen lassen. Damit erscheinen bei Bundestagswahlen 23 Prozent und bei Landtagswahlen 36 Prozent „falsche“ Vorzeichen gerade noch akzeptabel, um im folgenden auf die länderweise Analyse mit ihren gefährlich niedrigen Fallzahlen verzichten zu können.

In einem weiteren Versuch länderweiser Differenzierung soll der Tatsache Rechnung getragen werden, daß die einzelnen Parteien in verschiedenen Bundesländern traditionell verschieden stark sind. Dies läßt sich durch Einführung einer alternativen Dummy-Variablen für jedes Bundesland außer einem bewerkstelligen, die den Wert eins hat, wenn die Wahl in dem betreffenden Bundesland stattfindet, und ansonsten den Wert Null annimmt. Auf diese Weise schätzt man die Regressionskonstanten für jedes Bundesland separat, während die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit, Inflation und der verzögerten endogenen Variablen wie in Tabelle 5 über alle Bundesländer hinweg geschätzt werden. Die Berechnung derartiger Regressionsgleichungen für unsere vier abhängigen Variablen und für Bundes- und Landtagswahlen zeigt, daß auch diese Differenzierung nach Bundesländern überflüssig ist. Die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit und Inflation und der verzögerten abhängigen Variablen aus Tabelle 5 werden praktisch unverändert reproduziert; die Koeffizienten der Bundesland-Dummies sind in den wenigsten Fällen von Null verschieden. Wegen der Zunahme der Zahl der unabhängigen Variablen um neun bei Bundestags- und um zehn bei Landtagswahlen steigen die multiplen Determinationskoeffizienten leicht an, aber die für Freiheitsgrade bereinigten Werte von  $R^2$  sinken gegenüber den Modellen der Tabelle 5 ab. Das bedeutet, daß zwischen Bundesländern unterschiedliche Niveaus in der Unterstützung der einzelnen Parteien durch die verzögerten abhängigen Variablen bereits voll erfaßt sind. Als Fazit können wir mithin festhalten, daß die im letzten Abschnitt vorgeführten Modelle Niveaueffekte adäquat berücksichtigen und daß die Reaktionen der Wahlergebnisse in den einzelnen Bundesländern auf Arbeitslosigkeit und Inflation hinreichend ähnlich sind, um die anschließenden Untersuchungen mit kombinierten Längs- und Querschnittsdaten durchzuführen.

#### 4.2.2.2. Differenzierung nach Bundes- oder Landtagswahlen

Bereits aus den Tabellen 5 und 7 läßt sich feststellen, daß sich die Reaktionen auf Arbeitslosigkeit und Inflation bei Bundes- und Landtagswahlen merklich voneinander unterscheiden. Analysiert man über alle Bundesländer hinweg (Tabelle 5), dann fallen die Koeffizienten

**Tabelle 7: Vorzeichen und Signifikanz der Koeffizienten bei länderweiser Regression der Stimmenanteile auf Arbeitslosigkeit und Inflation**

		Arbeitslosigkeit				Inflation			
		CDU/ CSU	SPD	FDP	Regie- rung	CDU/ CSU	SPD	FDP	Regie- rung
Bundestagswahlen	Vorzeichen in Tabelle 5 .....	—	—	+	+	—	+	—	—
	signifikant? .....	ja	ja	ja	ja	ja	ja	nein	ja
	Länder mit gleichem Vorzeichen .....	6	9	8	7	4	6	4	9
	davon signifikant .....	4	5	3	0	0	2	0	0
	Länder mit entgegengesetztem Vorzeichen .....	1	0	0	2	5	3	5	0
davon signifikant .....	0	0	0	0	1	0	0	0	
Landtagswahlen	Vorzeichen in Tabelle 5 .....	—	—	+	+	—	+	—	+
	signifikant? .....	nein	nein	ja	nein	nein	nein	nein	nein
	Länder mit gleichem Vorzeichen .....	5	5	8	5	5	6	5	5
	davon signifikant .....	1	0	0	2	2	2	0	1
	Länder mit entgegengesetztem Vorzeichen .....	4	4	0	4	4	3	3	4
davon signifikant .....	0	0	0	0	0	0	0	0	

Signifikanzniveau: 0,05 bei einseitigem Test.

der beiden ökonomischen Variablen bei Landtagswahlen stets viel schwächer aus als bei Bundestagswahlen, obwohl die Vorzeichen mit Ausnahme der Inflationsrate in der Gleichung für den Stimmenanteil der Regierung identisch sind. Außerdem fällt auf, daß die länderweise berechneten Ergebnisse bei Landtagswahlen stärker streuen als bei Bundestagswahlen (Tabelle 7). Beide Beobachtungen sind intuitiv höchst plausibel. Der Unterschied zwischen den Wahlen beider Ebenen läßt sich weiter aufhellen, wenn man die im letzten Abschnitt beschriebenen länderweise berechneten Regressionsergebnisse danach auswertet, in wievielen Bundesländern die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit und Inflation bei Bundes- bzw. Landtagswahlen gleiche bzw. verschiedene Vorzeichen haben. Diese Auswertung ist in Tabelle 8 zusammengefaßt, wobei wieder zu beachten ist, daß für diesen Vergleich nur die neun Bundesländer außer Berlin und dem Saarland zur Verfügung stehen und daß sich die Anzahl der Bundesländer mit gleichen und verschiedenen Koeffizienten nicht immer auf neun addiert, weil die Schätzwerte einiger Koeffizienten genau gleich Null sind.

In Tabelle 8 tritt der innerhalb der einzelnen Bundesländer zwischen Bundes- und Landtagswahlen bestehende Unterschied in der Reaktion der Wahlresultate deutlich zu Tage. Besonders ausgeprägt ist er bei der CDU/CSU, bei der FDP fällt auf, daß ihr Stimmenanteil in fast allen Ländern bei Bundestagswahlen und Landtagswahlen von der Arbeitslosigkeit in der gleichen Richtung beeinflußt wird, während der Effekt der Inflation in fast allen Bundesländern bei Bundes- und Landtagswahlen gegenläufig ist. Insgesamt gesehen hat die Inflationsrate bei Wahlen der beiden Ebenen häufiger entgegengesetzte Auswirkungen als die Arbeitslosigkeit. Faßt man die beiden ökonomischen Variablen

Tabelle 8

**Übereinstimmung der Vorzeichen der Koeffizienten bei Bundes- und Landtagswahlen bei länderweisen Regressionen**

	Arbeitslosigkeit Vorzeichen		Inflation Vorzeichen		Gesamt Vorzeichen	
	gleich	ver- schieden	gleich	ver- schieden	gleich	ver- schieden
CDU/CSU ....	3	4	2	7	5	11
SPD .....	5	4	5	4	10	8
FDP .....	7	1	1	7	8	8
Regierung ....	5	4	4	5	9	9
Gesamt .....	20	13	12	23	32	36

zusammen, zeigt sich, daß in 36 von 68 verglichenen Koeffizientenpaaren entgegengesetzte Vorzeichen der ökonomischen Variablen bei Bundes- und Landtagswahlen festzustellen sind. Dieser Anteil von 53 Prozent liegt bedeutend höher als der Anteil der „falschen“ Koeffizienten beim Vergleich von länderweise und über die Bundesländer hinweg berechneten Regressionsergebnissen für Bundes- und Landtagswahlen. Man kann mithin sagen, daß die Reaktion auf die Wirtschaftslage in zwei verschiedenen Bundesländern bei Wahlen der gleichen Ebene ähnlicher ausfällt als in ein und demselben Bundesland bei Bundes- oder Landtagswahlen. Aus diesem nicht unplausiblen Ergebnis folgt, daß im Gegensatz zur Differenzierung der Analyse nach Bundesländern auf die Differenzierung nach Bundes- oder Landtagswahlen nicht verzichtet werden kann. In den nachfolgenden Untersuchungen werden beide Arten von Wahlen deshalb stets getrennt behandelt.

#### 4.2.2.3. Differenzierung nach einzelnen Bundestagswahlen

Nachdem gezeigt wurde, daß der Zusammenhang zwischen den Ergebnissen von Bundes- und Landtagswahlen einerseits und Arbeitslosigkeit und Inflation andererseits über die einzelnen Bundesländer hinweg halbwegs stabil ist, wäre es wichtig zu wissen, ob eine vergleichbare Stabilität in der zeitlichen Dimension existiert. Zur Beantwortung dieser Frage sind die bisher verwandten Daten ungeeignet, da die Bundeswerte der ökonomischen Variablen natürlich bei einer bestimmten Bundestagswahl keine Variation aufweisen. Stattdessen die Landtagswahlen einzelner Legislaturperioden zu analysieren, erscheint nicht sinnvoll, da ihre Resultate ja in weit geringerem Umfang von der Wirtschaftslage beeinflußt werden als diejenigen der Bundestagswahlen. Diese Unmöglichkeit strikter Replikationsversuche in Querschnitten des hier verwandten Datensatzes gab unter anderem den Ausschlag für die im fünften Kapitel dargestellte Untersuchung der Bundestagswahl 1976 auf Wahlkreisebene.

An dieser Stelle können wir nur mit einer Näherungslösung experimentieren, indem wir die Bundeswerte der beiden ökonomischen Variablen durch die entsprechenden Werte in den einzelnen Bundesländern ersetzen. Das Problem dabei ist, daß die resultierenden Schätzungen für die vier abhängigen Variablen bei den sieben Bundestagswahlen 1953 bis 1976 mit den auf Bundesdaten basierten, zusammengefaßten Schätzungen der Tabelle 5 nicht unmittelbar vergleichbar sind. Überdies sind Länder-Preisindizes nicht für alle Bundesländer und nicht für alle Jahre verfügbar, so daß sie zum Teil durch Bundes-Indizes ersetzt werden müssen. Damit ist es aber nicht möglich festzustellen, ob eine bestimmte Abweichung vom Ergebnis der kombinierten Längs- und Quer-

schnittanalyse auf dieses unsystematische Konglomerat verschiedener Wirtschaftsdaten zurückgeht oder ob der Zusammenhang von Wirtschaftslage und Wahlergebnis bei verschiedenen Bundestagswahlen tatsächlich verschieden aussieht.

Beschränken wir uns bei der Interpretation der 28 Wahl für Wahl geschätzten Regressionsgleichungen auf den Koeffizienten der Arbeitslosigkeit, für die komplette Daten auf Landesebene vorliegen, dann stellen wir 21 mal die nach Tabelle 5 erwarteten Vorzeichen fest. In den Gleichungen für CDU/CSU, SPD und die Regierung treten je zweimal „falsche“ Vorzeichen auf, in der Gleichung für den Stimmenanteil der FDP nur einmal. Eine Konzentration der „falschen“ Vorzeichen auf bestimmte Bundestagswahlen ist nicht erkennbar, allerdings weisen die numerischen Werte der Koeffizienten zwischen den Wahlen deutliche Schwankungen auf. In Anbetracht der geschilderten Schwierigkeiten ist dieses Resultat mit großer Vorsicht zu betrachten, und wir können es nur unter Bedenken als einen vorläufigen Hinweis darauf akzeptieren, daß die zeitliche Stabilität der untersuchten Beziehung stark genug ist, um die kombinierte Quer- und Längsschnittanalyse beizubehalten. Weitere Forschung zu diesem Problem mit desaggregierten Querschnittdaten ist dringend geboten.

### **4.3. Erste inhaltliche Ergebnisse**

#### **4.3.1. Ein einfaches Modell für die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation**

Arbeitslosigkeit und Inflation werden in der Literatur als die für Wahlresultate wichtigsten ökonomischen Variablen genannt. Ihre Auswirkungen auf das Abschneiden der drei Parteien und von Regierungen bei Bundes- und Landtagswahlen lassen sich durch die in Tabelle 5 für beide Arten von Wahlen vorgelegten Schätzergebnisse beschreiben. Für Bundestagswahlen ist es möglich, gewissermaßen „zur Kontrolle“ die entsprechenden Regressionen auch noch auf Bundesebene durchzuführen, wobei die gleichen ökonomischen Variablen verwandt werden, die Stimmenanteile aber nicht Bundesland für Bundesland, sondern für die gesamte Bundesrepublik in die Regressionen eingegeben werden. Die in Tabelle 9 wiedergegebenen Resultate weisen trotz der geringen Zahl von nur drei Freiheitsgraden sehr hohe Übereinstimmungen mit den entsprechenden Gleichungen der Tabelle 5 auf und zwar sowohl in den Vorzeichen wie in den Größenordnungen der einzelnen Koeffizienten. Wegen dieser Übereinstimmung kann mit einiger Sicherheit davon ausgegangen werden, daß die Gleichungen der Tabelle 5, die wir bei der Interpretation wegen der höheren Fallzahl bevorzugen, die

Tabelle 9

**Bundesweite Regression der Stimmenanteile bei Bundestagswahlen  
auf Arbeitslosigkeit und Inflation**

	CDU/CSU	SPD	FDP	Regierung
verzögerte abhängige Variable ..	0,88 (0,33)	1,37 (0,62)	0,68 (0,38)	1,06 (0,28)
Arbeitslosigkeit ..	- 0,17 (0,08)	- 0,29 (0,14)	0,11 (0,04)	0,08 (0,20)
Inflation .....	- 0,56 (0,89)	1,27 (1,36)	- 0,13 (0,47)	- 1,52 (1,82)
Konstante .....	0,101	- 0,154	0,029	0,031
N .....	7	7	7	7
R <sup>2</sup> .....	0,78	0,40	0,79	0,85
F .....	3,5	2,8	3,7	5,9
$\tau_A/s_{\tau_A}$ .....	- 0,07	1,66	- 0,86	0,03

Veränderung der Arbeitslosenzahl in 10<sup>6</sup>.

über die Historie der Bundesrepublik hinweg bestehenden Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation einerseits und Bundestagswahlergebnissen andererseits halbwegs zuverlässig erfassen.

Vor der Betrachtung einzelner Gleichungen und Koeffizienten mag es nützlich sein, sich einen Überblick über den Beitrag der einzelnen unabhängigen Variablen zur gesamten Erklärungsleistung der in Tabelle 5 aufgeführten Modelle zu verschaffen. Vor allem ist dabei die verzögerte abhängige Variable den beiden ökonomischen Variablen gegenüberzustellen. Tabelle 10 zeigt ganz deutlich, daß die Ergebnisse von Bundes- und Landtagswahlen in unterschiedlichem Ausmaß von Arbeitslosigkeit und Inflation abhängen. Bei Landtagswahlen haben diese Variablen spürbare Effekte nur auf das Ergebnis der FDP, für die CDU/CSU sind sie geringfügig und für die SPD und die Landesregierung praktisch nicht vorhanden. Bei Bundestagswahlen andererseits steigt die in allen vier abhängigen Variablen erklärte Varianz merklich an, wenn zusätzlich zur verzögerten endogenen Variablen die beiden ökonomischen Variablen in die Regressionsgleichungen einbezogen werden. Bei der CDU/CSU beträgt der Anstieg 33 Prozent, bei der FDP 21 Prozent, bei der Bundesregierung 3 Prozent und bei der SPD 2 Prozent. Die beiden letzten Werte sollte man nicht zu gering einschätzen. Da die Stimmenanteile der SPD und der Bundesregierung in sehr hohem



Ausmaß von ihren jeweiligen Ergebnissen bei der letzten Wahl abhängen, bedeuten etwa 2 Prozent durch die ökonomischen Variablen erklärte Varianz bei der SPD, daß 12 Prozent der durch das Ergebnis der vorherigen Wahl nicht erklärten Varianz gebunden werden. Für die Regierung beträgt der entsprechende Wert 19 Prozent.

Kommen wir nun zu den Koeffizienten der beiden ökonomischen Variablen in den Gleichungen der Tabelle 5 für die drei Parteien und die Regierung bei Bundestagswahlen. Die Landtagswahl-Gleichung der FDP ist ihrer Gleichung für Bundestagswahlen hinreichend ähnlich, so daß wir sie hier vernachlässigen können, in den drei übrigen Landtagswahl-Gleichungen spielen die ökonomischen Variablen eine nur geringfügige Rolle. In allen vier Bundestagswahl-Gleichungen hat der Koeffizient der Arbeitslosigkeit die gleiche Größenordnung. Der Koeffizient der Inflationsrate ist bei CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung in der gleichen Größenordnung; für die FDP liegt er dem Betrag nach weit darunter. Eine Zunahme der Arbeitslosenzahl um 100 000 im Jahr vor der Wahl bewirkt nach diesen Modellen Verschiebungen in den

Tabelle 10

**Varianzreduktion durch Arbeitslosigkeit und Inflation ( $R^2$ )**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen		Landtagswahlen	
	nur verzögerte abhängige Variable	zusätzlich Arbeitslosigkeit und Inflation	nur verzögerte abhängige Variable	zusätzlich Arbeitslosigkeit und Inflation
CDU/CSU .....	0,49	0,82 <sup>a)</sup>	0,56	0,58
SPD .....	0,83	0,85 <sup>a)</sup>	0,70	0,71
FDP .....	0,21	0,42 <sup>a)</sup>	0,25	0,35 <sup>a)</sup>
Regierung .....	0,84	0,87 <sup>a)</sup>	0,83	0,83

a) Die durch Arbeitslosigkeit und Inflation zusätzlich zur verzögerten abhängigen Variablen erklärte Varianz ist statistisch signifikant (Signifikanzniveau: 0,05). Zur Berechnung cf. Hilton (1976: 174).

Bundestagswahlergebnissen von etwa einem Prozent. CDU/CSU und SPD verlieren durch eine Zunahme der Arbeitslosigkeit Stimmen, die FDP und die Bundesregierung gewinnen dadurch Stimmen hinzu. Eine Inflationsrate im Wahljahr von einem Prozent produziert Verschiebungen in den Wahlergebnissen für CDU/CSU, SPD und die Regierung von ebenfalls mindestens einem Prozent: Hohe Inflationsraten schaden der CDU/CSU und der Bundesregierung, der SPD nützen sie, wenn auch weniger stark.

Vergleicht man diese Befunde mit anderwärts berichteten Ergebnissen für andere Länder und mit den eigenen vorwissenschaftlichen Erwartungen, dann ergeben sich Übereinstimmungen und Widersprüche. In den Gleichungen für CDU/CSU und SPD sind die Koeffizienten der ökonomischen Variablen nicht allzuweit von dem entfernt, was man bei Berücksichtigung der traditionellen Klientelen der beiden Parteien erwarten würde. Hohe Inflation führt zur Abwendung von der CDU/CSU, ein Anstieg der Arbeitslosigkeit schadet zwar beiden Parteien, der SPD aber stärker als der CDU/CSU. Eine inflationäre Vollbeschäftigungspolitik optimiert mithin die Wahlchancen der SPD. Man beachte, daß eine derartige Politik im Gegensatz zu den Interessen der FDP steht, die bei Vollbeschäftigung allenfalls Stimmen verliert. In der Gleichung der Regierung hat die Inflationsrate das aus anderen Untersuchungen gewohnte negative Vorzeichen. Daß steigende Arbeitslosigkeit dem Stimmenanteil der Bundesregierung andererseits nützt, ist kontraintuitiv und widerspricht Ergebnissen aus anderen Ländern. Zwei mögliche Erklärungen könnten sein, daß sich erstens hier die langjährige Regierungsbeteiligung der FDP in Koalitionen mit beiden großen Parteien bemerkbar macht, oder daß zweitens in der Bundesrepublik steigende Arbeitslosigkeit tatsächlich nicht der jeweiligen Bundesregierung schadet, sondern ihre Unterstützung nach der Devise verstärkt, daß das Gespann nicht in der Stromesmitte zu wechseln sei.

Bei all diesen Interpretationen ist allerdings Vorsicht angezeigt. Wir gehen ja davon aus, daß neben Arbeitslosigkeit und Inflation noch weitere ökonomische Variablen sich in Wahlergebnissen auswirken. Trifft diese Annahme zu, dann sind die Modelle der Tabelle 5 noch unvollständig. Im technischen Vokabular spricht man von „Unterspezifikation“, also der Vernachlässigung von relevanten Erklärungsvariablen. Unterspezifikation führt aber je nach dem Grad der Multikollinearität zwischen einbezogenen und ausgeschlossenen unabhängigen Variablen zu verzerrten Parameterschätzungen (Deegan 1976: 242 - 245). Deshalb kann nicht ausgeschlossen werden, daß die Koeffizienten der Modelle der Tabelle 5 sich noch spürbar verändern und sich gar ihre Vorzeichen umkehren, wenn weitere Eigenschaften der wirtschaftlichen Lage zusätzlich berücksichtigt werden. Diesen Schritt wollen wir nun als nächsten tun.

#### 4.3.2. Erweiterung des einfachen Modells

Wegen der hohen Multikollinearität der Brutto- und Nettoeinkommen und des pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts ist es nicht ratsam, Wirtschaftswachstum und Einkommen gleichzeitig zusätzlich zu Arbeitslosigkeit und Inflation in die Modelle einzubeziehen. Wir beginnen mit dem Einkommen und verwenden die Veränderung des nominalen Nettomonats-

lohns pro durchschnittlich Beschäftigtem gegenüber dem Vorwahljahr als Indikator. Auf die Empfindlichkeit der Resultate gegenüber der Verwendung anderer Indikatoren wird anschließend eingegangen (4.4.1.). Der Trend der Einkommensverteilung wird gemessen durch die Veränderung der für die Beschäftigungsstruktur bereinigten Bruttolohnquote vom Vorwahljahr zum Wahljahr. Für alle vier ökonomischen Variablen werden bundesweite Meßwerte herangezogen.

Eine erste Vorstellung von der Bedeutung der vier ökonomischen Variablen bei Bundes- und Landtagswahlen erhält man durch schrittweise Regression der vier abhängigen Variablen auf die verzögerten abhängigen und die ökonomischen Variablen. Bei schrittweiser Regression werden die Erklärungsvariablen nacheinander und nach dem Ausmaß ihres Beitrags zur Varianzreduktion in die Regressionsgleichungen einbezogen (Draper 1966: Kap. 6). Im ersten Schritt wird hier stets die verzögerte endogene Variable ausgewählt; die Reihenfolge und die Vorzeichen der vier ökonomischen Variablen sind in Tabelle 11 wiedergegeben. Es zeigt sich, daß bei Bundestagswahlen Arbeitslosigkeit und Inflation vorne rangieren, bei Landtagswahlen Inflation und die Einkommensverteilung. Dadurch wird erklärt, daß wir in Tabelle 10 bei Einbeziehung nur von Arbeitslosigkeit und Inflation deutliche Anstiege des multiplen Determinationskoeffizienten zwar für Bundestagswahlen, nicht aber für Landtagswahlen erhalten haben.

Tabelle 11

**Reihenfolge der Einbeziehung und Vorzeichen von vier ökonomischen Variablen bei schrittweiser Regression**

Abhängige Variable	Wahlen	Arbeitslosigkeit	Inflation	Einkommen	Lohnquote
CDU/CSU ..	BTW	3 (+)	1 (-)	4 (+)	2 (-)
	LTW	4 (-)	2 (-)	3 (+)	1 (+)
SPD .....	BTW	1 (-)	3 (+)	2 (-)	4 (+)
	LTW	2 (-)	1 (+)	3 (-)	4 (-)
FDP .....	BTW	1 (+)	4 (-)	3 (+)	2 (+)
	LTW	3 (+)	2 (+)	4 (+)	1 (-)
Regierung..	BTW	2 (+)	1 (-)	3 (+)	4 (-)
	LTW	4 (+)	1 (+)	3 (-)	2 (-)

Ein genaueres Bild von der Varianzreduktionskraft der beiden zusätzlichen Variablen liefert Tabelle 12, welche die Werte von  $R^2$  enthält, die sich bei Regression auf Arbeitslosigkeit, Inflation und die Lohnquote bzw. auf alle vier ökonomischen Variablen ergeben. Bei

Bundestagswahlen erhöht die Berücksichtigung der Lohnquote die in den Stimmenanteilen von CDU/CSU und SPD erklärte Varianz deutlich, während das Einkommen praktisch keine zusätzliche Erklärungskraft besitzt. Für die FDP bringt keine dieser beiden Variablen verbesserte Erklärungen, die Güte der Schätzung für den Stimmenanteil der Bundesregierung steigt nur bei Berücksichtigung von Einkommensveränderungen geringfügig an. Bei Landtagswahlen ist eine ausgeprägte Wirkung der Einkommensverteilung nur für die FDP sichtbar, wogegen die Erklärungsleistung der Modelle für alle vier abhängigen Variablen bei Einbeziehung von Einkommensschwankungen eindeutig ansteigt<sup>65</sup>. Dieser Befund steht in einem gewissen Gegensatz zum Resultat der schrittweisen Regression, wofür Multikollinearität zwischen Arbeitslosigkeit, Inflation und der Lohnquote verantwortlich sein dürfte. Alles in allem kann vorläufig festgehalten werden, daß Arbeitslosigkeit und Inflation die für Bundestagswahlen, Einkommen, Einkommensverteilung und vielleicht Inflation die für Landtagswahlen wichtigsten ökonomischen Variablen sind. Bei Berücksichtigung aller vier ökonomischen Variablen sind die Effekte der Wirtschaftslage auf Bundes- und Landtagswahlen etwa gleich stark.

Tabelle 12

**Varianzreduktion durch zusätzliche ökonomische Variablen ( $R^2$ )**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen		Landtagswahlen	
	zusätzlich Lohnquote	zusätzlich Einkommen	zusätzlich Lohnquote	zusätzlich Einkommen
CDU/CSU .....	0,86 <sup>a)</sup>	0,86	0,59	0,69 <sup>a)</sup>
SPD .....	0,89 <sup>a)</sup>	0,89	0,72	0,77 <sup>a)</sup>
FDP .....	0,42	0,42	0,41 <sup>a)</sup>	0,48 <sup>a)</sup>
Regierung .....	0,87	0,88 <sup>a)</sup>	0,84	0,89 <sup>a)</sup>

a) Die zusätzlich erklärte Varianz ist statistisch signifikant (Signifikanzniveau: 0,05).

Wenden wir uns nun den einzelnen Parameterschätzungen in Tabelle 13 zu. Vergleichen wir die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit und Inflation mit denjenigen in Tabelle 5, dann zeigt sich das aus der Literatur bekannte Problem, daß die Größenordnungen und gar die Vorzeichen der

<sup>65</sup> Wegen fehlender Daten sind die Ergebnisse der Tabellen 12 und 13 für Landtagswahlen aus einigen Wahlen weniger berechnet als diejenigen der Tabellen 5 und 10. Zur Beurteilung der Signifikanz von Veränderungen in  $R^2$  wurden deshalb nochmals Regressionen nur auf Arbeitslosigkeit und Inflation für die reduzierte Fallmenge berechnet. Die Ergebnisse werden nicht berichtet, da sie mit denen in Tabelle 5 praktisch identisch sind.

geschätzten Koeffizienten von der Kombination der berücksichtigten unabhängigen ökonomischen Variablen beeinflusst werden. Insgesamt kehren sich bei fünf der 16 fraglichen Koeffizienten gegenüber Tabelle 5 die Vorzeichen um. Es handelt sich um den Koeffizienten der Arbeitslosigkeit in den Gleichungen der CDU/CSU bei Bundes- und Landtagswahlen, den Koeffizienten der Arbeitslosigkeit in der Gleichung der Bundesregierung und den Koeffizienten der Inflationsrate in beiden Gleichungen der FDP. Von diesen fünf Koeffizienten besaßen allerdings in Tabelle 5 nur zwei eine eindrucksvolle numerische Größenordnung, nämlich die Koeffizienten der Arbeitslosigkeit für die CDU/CSU bei Bundestagswahlen und für die Bundesregierung. Am stabilsten sind die Parameterschätzungen in den Gleichungen für die Stimmenanteile der SPD bei Bundes- und Landtagswahlen.

Die beschriebenen Verschiebungen der Koeffizienten verändern die inhaltliche Interpretation bezüglich der Wirkung von Arbeitslosigkeit und Inflation auf interessante Art und Weise. Es ist jetzt nämlich sowohl bei Bundes- wie auch bei Landtagswahlen zu beobachten, daß eine Zunahme der Arbeitslosigkeit der CDU/CSU nützt und der SPD schadet, während hohe Inflationsraten genau umgekehrte Effekte haben. Damit erhält die Beobachtung, daß „Arbeitnehmerparteien“ eher Vollbeschäftigung, „bürgerliche“ Parteien eher Preisstabilität in den Vordergrund ihrer Wirtschaftspolitik zu stellen trachten (Kirschen 1964: 224 - 229, Frey 1975 b), eine Absicherung in den Wahlchancen der beiden großen bundesrepublikanischen Parteien. Die FDP weicht nach den Ergebnissen der Tabelle 13 vom Muster der „bürgerlichen“ Partei insofern ab, als Inflation ihre Wahlchancen bei Wahlen beider Ebenen verbessert — wenn auch nicht sehr stark. Für die Bundesregierung schließlich finden wir hier im Gegensatz zu Tabelle 5 die „theoretisch“ erwarteten negativen Vorzeichen von Arbeitslosigkeit wie auch Inflation vor, denen in der Gleichung für das Abschneiden von Landesregierungen positive Koeffizienten gegenüberstehen. Weiter unten (4.5.3.) werden wir der Frage nachgehen, ob dieses unerwartete Ergebnis, daß Arbeitslosigkeit und Inflation den Landesregierungen nützen, besonders dann auftritt, wenn Bundes- und Landesregierung parteipolitisch unterschiedlich zusammengesetzt sind.

Für die beiden neu eingeführten ökonomischen Variablen läßt sich ein ähnlich klares Muster nicht entdecken. Von Einkommenssteigerungen profitiert die CDU/CSU bei Bundes- und Landtagswahlen; die Chancen der FDP verschlechtern sich dadurch stets. Auf Bundesebene profitieren ebenfalls Regierung und SPD; auf Landesebene schneiden SPD und Landesregierungen um so schlechter ab je stärker der Einkommensanstieg. Für Bundes- und Landesregierungen entsprechen

Tabelle 13: Regression der Stimmenanteile auf Arbeitslosigkeit, Inflation, Einkommen und Lohnquote

	Abhängige Variable	Verzögerte abhängige Variable	Arbeitslosigkeit	Inflation	Einkommen	Lohnquote	Konstante	N	R <sup>2</sup>	F	$r_A/s_{r_A}$
Bundestagswahlen	CDU/CSU ....	0,90 (0,05)	0,47 (0,10)	-0,56 (0,44)	0,066 (0,028)	-5,29 (0,55)	0,180	68	0,86	76,0	-0,70
	SPD .....	0,87 (0,05)	-0,18 (0,09)	1,44 (0,37)	0,008 (0,028)	2,72 (0,54)	0,003	68	0,89	103	0,12
	FDP .....	0,40 (0,09)	0,21 (0,08)	0,26 (0,35)	-0,045 (0,023)	1,57 (0,46)	0,078	68	0,42	9,1	-0,62
	Regierung ....	0,88 (0,08)	-0,09 (0,08)	-2,45 (0,55)	0,200 (0,091)	-0,40 (0,99)	0,023	68	0,88	92,8	-0,27
Landtagswahlen	CDU/CSU ....	0,58 (0,08)	0,10 (0,04)	-0,95 (0,37)	0,070 (0,032)	0,23 (0,94)	0,147	67	0,69	27,2	0,08
	SPD .....	0,86 (0,06)	-0,07 (0,04)	1,00 (0,35)	-0,054 (0,025)	-0,73 (0,72)	0,050	67	0,77	40,3	0,45
	FDP .....	0,33 (0,09)	0,00 (0,02)	0,28 (0,19)	-0,015 (0,014)	-1,16 (0,46)	0,051	67	0,48	11,3	-1,37
	Regierung ....	1,00 (0,05)	0,46 (0,08)	3,54 (0,61)	-0,040 (0,012)	-1,67 (0,91)	0,047	67	0,89	102	-1,41

Veränderung der Arbeitslosenzahl in 10%, Veränderung des Monatseinkommens in 100 DM.

diese Befunde denjenigen über Arbeitslosigkeit und Inflation, indem den Landesregierungen schadet, was der Bundesregierung nützt und umgekehrt. Veränderungen der Lohnquote wirken auf die Bundesregierung und auf die CDU/CSU bei Landtagswahlen nur minimal. Bei Bundestagswahlen hat die CDU/CSU durch einen Anstieg der Lohnquote Einbußen zu verzeichnen, die den Konten von SPD und FDP zugute kommen. In Landtagswahlen bedeutet eine steigende Lohnquote Stimmeneinbußen für SPD, FDP und auch Landesregierungen.

Insgesamt gesehen sind sich die Schätzergebnisse für Arbeitslosigkeit und Inflation in den Tabellen 5 und 13 hinreichend ähnlich, um zunächst einmal mit den vollständigen Modellen weiterzuarbeiten. Diese vollständigen Modelle weisen von zwei Ausnahmen abgesehen recht niedrige Autokorrelationen der Fehler auf und sie reduzieren die hohen Autokorrelationen der Residuen der CDU/CSU-Gleichung für Landtagswahlen und der FDP-Gleichung für Bundestagswahlen aus Tabelle 5 auf eine erträgliches Maß. Die beiden zuerst berücksichtigten ökonomischen Variablen Arbeitslosigkeit und Inflation verlieren durch die Einbeziehung von Einkommen und Einkommensverteilung nicht an Bedeutung; zum Teil steigen ihre Koeffizienten sogar noch an. Mit Ausnahme der CDU-Gleichung für Bundestagswahlen und vielleicht der Gleichung der Stimmenanteile von Landesregierungen überschreiten die Größenordnungen der geschätzten Koeffizienten akzeptable und plausible Obergrenzen nicht. Wir wollen deshalb die Modelle der Tabelle 13 als eine erste grobe Annäherung für die Beziehungen zwischen der Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in der Bundesrepublik akzeptieren und sie als Vergleichsmaßstab in den folgenden Untersuchungen heranziehen.

#### **4.4. Differenzierung der Befunde nach der Definition der unabhängigen Variablen**

##### **4.4.1. Verschiedene Operationalisierungen der makroökonomischen Variablen**

###### *4.4.1.1. Arbeitslosenzahl, Arbeitslosenquote und ihre Veränderungen*

In den vorhergehenden Abschnitten wurde die Lage auf dem Arbeitsmarkt gemessen über die Veränderung der Arbeitslosenzahl in der Bundesrepublik vom Vorwahljahr zum Wahljahr. An dieser Stelle soll die Sensitivität der beschriebenen Ergebnisse gegenüber der Verwendung anderer Indikatoren überprüft werden. Diese Indikatoren sind die bundesweite Arbeitslosenzahl und Arbeitslosenquote des Wahljahres sowie die Veränderung der Arbeitslosenquote des Wahljahres gegenüber dem vorhergehenden Jahr. Die Korrelationen zwischen den Werten

dieser vier Indikatoren in den acht Bundestagswahljahren sind in Tabelle 14 enthalten.

Tabelle 14

**Korrelationen zwischen verschiedenen Indikatoren für Arbeitslosigkeit in Bundestagswahljahren (N = 8)**

	Arbeitslosen- zahl	Veränderung der Arbeitslosen- zahl	Arbeitslosen- quote
Veränderung der Arbeitslosenzahl .....	0,31		
Arbeitslosenquote .....	0,96	0,51	
Veränderung der Arbeitslosenquote ....	0,30	1,00	0,51

Tabelle 14 zeigt, daß jeweils zwei dieser Indikatoren praktisch genau die gleiche Eigenschaft messen, nämlich einerseits die Arbeitslosenzahl und die Arbeitslosenquote und andererseits die Veränderung der Arbeitslosenzahl und die Veränderung der Arbeitslosenquote. Es reicht somit aus, die Modelle der Tabelle 13 unter Verwendung der Arbeitslosenzahl des Wahljahres nochmals zu schätzen. Diese Regressionsergebnisse zu tabellieren, lohnt sich nicht, da die Veränderungen in allen vier Landtagswahl-Gleichungen und in den Gleichungen für SPD, FDP und die Regierung bei Bundestagswahlen gleichartig sind. Die Koeffizienten der Inflationsrate und der Veränderungen von Einkommen und Lohnquoten bleiben nahezu unberührt, die Koeffizienten der Arbeitslosenzahl haben die gleichen Vorzeichen wie diejenigen ihrer Veränderung in Tabelle 13, und die multiplen Determinationskoeffizienten gehen leicht zurück (höchstens um drei Prozent). Hohe Arbeitslosigkeit wirkt hier also genauso wie ein Anstieg der Arbeitslosigkeit, wobei allerdings Veränderungen der Arbeitslosigkeit Wahlergebnisse besser erklären als ihr Niveau.

In der Gleichung der CDU/CSU bei Bundestagswahlen bleiben bei Ersetzung der Veränderung der Arbeitslosenzahl durch die Arbeitslosenzahl selbst die Koeffizienten der übrigen ökonomischen Variablen ebenso unverändert wie  $R^2$ . Das Vorzeichen des Arbeitslosigkeitsindikators allerdings kehrt sich wieder um und wird negativ. Das Niveau der Arbeitslosigkeit und ihre Veränderungen haben also gegenläufige Effekte auf das Abschneiden der CDU/CSU bei Bundestagswahlen: hohe Arbeitslosigkeit schadet, ein Anstieg der Arbeitslosigkeit nützt ihr. Diese für keine andere Partei zu beobachtende komplexe Beziehung könnte auch dafür verantwortlich sein, daß der Koeffizient der Arbeitslosigkeit



in den Gleichungen der CDU/CSU sich bei Vervollständigung des Modells durch Einkommen und Einkommensverteilung so drastisch änderte.

Wegen der geringen Multikollinearität zwischen dem Niveau der Arbeitslosigkeit und seiner Veränderung ist es möglich, beide Indikatoren gleichzeitig in ein Regressionsmodell für den Stimmenanteil der CDU/CSU bei Bundestagswahlen einzubeziehen. Das Resultat dieser Schätzung braucht nicht im Detail berichtet zu werden, da es demjenigen der Tabelle 13 ganz ähnlich ist. Die Autokorrelation der Fehler geht aber deutlich zurück, der multiple Determinationskoeffizient  $R^2$  steigt von 0,86 auf 0,87, was auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent signifikant ist, die Koeffizienten der Arbeitslosenzahl und ihrer Veränderung schließlich haben die Werte  $-0,04$  bzw.  $0,52$ . Diese Parameterschätzungen implizieren, daß es für die CDU/CSU am günstigsten ist, wenn die Arbeitslosenzahl vor der Wahl von einem niedrigen Niveau aus ansteigt, und daß sie am schlechtesten abschneidet, wenn die Arbeitslosenzahl vor der Wahl von einem hohen Niveau aus zurückgeht.

#### 4.4.1.2. Wirtschaftswachstum, Netto- und Bruttoeinkommen

Tabelle 15 zeigt, daß durch zwischenjährliche Differenzen des pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts gemessenes Wirtschaftswachstum und Zunahmen von Brutto- und Nettoeinkommen sowohl nominal wie real untereinander hoch korreliert sind. Es ist deshalb unmöglich, das Wirtschaftswachstum zusätzlich zu Einkommensveränderungen in die Re-

Tabelle 15

**Korrelationen zwischen den Veränderungen des realen und nominalen Einkommens und Sozialprodukts gegenüber dem Vorjahr 1950 - 1976 (N = 26)**

	Netto- einkom- men nominal	Brutto- einkom- men nominal	Brutto- inlands- produkt nominal	Netto- einkom- men real	Brutto- einkom- men real
Bruttoeinkommen nominal .....	0,93				
Bruttoinlandsprodukt nominal .....	0,89	0,96			
Nettoeinkommen real ..	0,35	0,23	0,31		
Bruttoeinkommen real .....	0,46	0,56	0,62	0,77	
Bruttoinlandsprodukt real .....	0,25	0,34	0,51	0,75	0,88

gressionsmodelle des Abschnitts 4.3.2. einzubeziehen. Die Frage, welcher Einkommens- oder Wachstumsindikator sich am stärksten auf Wahlresultate auswirkt, läßt sich also nur beantworten, indem man in den Modellen der Tabelle 13 die Veränderung des nominalen Nettomonatslohns je Beschäftigten durch reale Werte bzw. durch nominale oder reale Veränderungen des durchschnittlichen Bruttoeinkommens oder des pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts ersetzt. Zu jeder der Gleichungen der Tabelle 13 erhält man dergestalt fünf vergleichbare Modelle, deren multiple Determinationskoeffizienten  $R^2$  in Tabelle 16 aufgeführt sind.

Lassen wir hier den Unterschied zwischen nominalen und realen Meßwerten beiseite und konzentrieren wir uns auf den Vergleich verschiedener Indikatoren, dann fällt die sehr große Ähnlichkeit der Ergebnisse ins Auge, die allerdings angesichts der hohen Korrelationen der Tabelle 15 innerhalb der nominalen bzw. innerhalb der realen Indikatorenwerte nicht weiter verwunderlich ist. Die Parameterschätzungen für Arbeitslosigkeit, Inflation und Einkommensverteilung werden durch die Auswahl des Einkommens- bzw. Wachstumsindikators überhaupt nicht tangiert. Die Koeffizienten von Einkommensveränderungen und Wirtschaftswachstum entsprechen in allen fünf der für jede abhängige Variable bei Bundes- und Landtagswahlen zusätzlich geschätzten Gleichungen nach Vorzeichen und Rangfolge der Größen-

Tabelle 16

**Werte von  $R^2$  bei Regression auf Arbeitslosigkeit, Inflation, Lohnquote sowie verschiedene Indikatoren für Einkommensveränderungen und Wirtschaftswachstum**

Abhängige Variable	Veränderung des						
	Nettoeinkommens		Bruttoeinkommens		Bruttoinlandsprodukts		
	nominal	real	nominal	real	nominal	real	
Bundestagswahlen (N = 68)	CDU/CSU ....	0,86	0,86	0,86	0,86	0,87	0,87
	SPD .....	0,89	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90
	FDP .....	0,42	0,43	0,43	0,43	0,43	0,44
	Regierung ....	0,88	0,89	0,89	0,89	0,89	0,89
Landtagswahlen (N = 67)	CDU/CSU ....	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
	SPD .....	0,77	0,77	0,75	0,77	0,77	0,77
	FDP .....	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48
	Regierung ....	0,89	0,89	0,89	0,90	0,89	0,90

ordnungen den Ergebnissen der Tabelle 13. Deshalb läßt sich aufgrund dieses Vergleichs nur sagen, daß ökonomische Prosperität unabhängig von der Operationalisierung den in 4.3.2. beschriebenen Effekt auf Wahlresultate in der Bundesrepublik hat. Wegen der unter den Indikatoren herrschenden Multikollinearität läßt sich nicht feststellen, ob das individuelle Brutto- oder Nettoeinkommen oder die Expansion der allgemeinen Wirtschaftstätigkeit für die Wählerschaft größere Bedeutung hat. Bei der nun fälligen Entscheidung, welcher der drei Indikatoren in den folgenden Untersuchungen herangezogen werden soll, haben wir also freie Hand. Daß sie für das pro-Kopf Bruttoinlandsprodukt fällt, hat zweierlei Gründe. Zum einen steigt die Güte der Modelle bei Verwendung dieses Indikators für einige abhängige Variablen geringfügig an, zum anderen enthält unser Datensatz nur für ihn komplette Bundes- und Landeswerte ab 1950.

#### 4.4.1.3. *Nominale oder reale Werte*

Die Korrelationen zwischen nominalen Werten der Indikatoren einerseits und realen Werten andererseits sind in Tabelle 15 deutlich niedriger als die Korrelationen unter nur nominalen oder nur realen Werten. Für das pro-Kopf Bruttoinlandsprodukt etwa beträgt die Korrelation 0,51. Man könnte mithin durch den Übergang von nominalen zu realen Werten größere Unterschiede in den Modellschätzungen erwarten als bei der Verwendung verschiedener Indikatoren, solange sie alle entweder nominal oder real gemessen werden. Wie Tabelle 16 zeigt, wird diese Erwartung durch die Güte der verschiedenen Modelle kaum erfüllt, und auch über die geschätzten Koeffizienten der Arbeitslosigkeit und der Einkommensverteilung können derartige Beobachtungen nicht berichtet werden. Nach diesen Kriterien macht es praktisch keinen Unterschied, ob man die Veränderung des Bruttoinlandsprodukts nominal oder real mißt.

Die Koeffizienten der Inflationsrate andererseits verhalten sich in allen Gleichungen für die vier abhängigen Variablen bei Bundes- und Landtagswahlen entsprechend dieser Erwartung, wenn man die nominalen Veränderungen des Bruttoinlandsprodukts durch preisbereinigte Werte ersetzt. Diese Koeffizienten gehen dabei stets dem Betrag nach zurück. Das bedeutet, daß ein Teil des Effekts der Inflation auf Wahlresultate auf dem Umweg über die Senkung des realen gegenüber dem nominalen Wirtschaftswachstum erfolgt. Verwendet man nun statt nominaler reale Werte des Wirtschaftswachstums, dann ist dieser Effekt bereits berücksichtigt, und der Koeffizient der Inflationsrate mißt nur noch die wahlrelevanten Wirkungen der Inflation als solcher, welche natürlich geringer sein müssen als wenn beide Effekte kon-

fundiert bleiben. Diese Wechselbeziehung zwischen dem eigenständigen Gewicht der Inflation und der Berücksichtigung nominaler oder realer Wohlstandsindikatoren hat als erster Kramer (1971) beschrieben und sie ist wiederholt bestätigt worden (z. B. Lepper 1974). Wenn wir uns deshalb entscheiden, im folgenden reale und nicht nominale Veränderungen des pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts als Wohlstandsindikator zu akzeptieren, dann weniger deshalb, weil dabei in zwei Gleichungen der Anteil der erklärten Varianz etwas höher liegt, sondern vielmehr, weil dadurch „saubere“ Schätzungen der eigenständigen Wirkungen der Inflationsraten auf Wahlergebnisse ermöglicht werden. Tabelle 17 gibt die Schätzergebnisse wieder, die man erhält, wenn man in den Modellen der Tabelle 13 nominale Monatseinkommen durch reales Wirtschaftswachstum ersetzt.

#### 4.4.2. Die Wirtschaftslage in Bund und Ländern

##### 4.4.2.1. Landes- oder Bundeswerte der ökonomischen Variablen

Die Wirtschaftslage wurde in dieser Arbeit bisher global für die gesamte Bundesrepublik gemessen. Das entspricht dem Vorgehen der meisten früheren Studien, die sowohl abhängige wie unabhängige Variablen auf der gesamtstaatlichen Ebene erfassen. Da wir im Gegensatz dazu die Wahlergebnisse für die einzelnen Bundesländer als Analyseeinheiten betrachten, macht es Sinn, die wirtschaftliche Situation auf der gleichen Aggregationsstufe zu beschreiben. Dadurch kann die Frage beantwortet werden, in welchem Umfang bei welcher Art von Wahlen regionale Besonderheiten der wirtschaftlichen Entwicklung eine Rolle spielen.

Bevor in den Modellen der Tabelle 17 Bundes- durch Landesdaten der ökonomischen Variablen ersetzt werden, sind einige kleinere Modifikationen des Datensatzes notwendig. Wie bereits erwähnt, sind die Serien der Preisindizes für die einzelnen Bundesländer unvollständig<sup>66</sup>. Beschränkte man die Analyse auf diejenigen Wahlen, für die Landeswerte der Inflationsrate vorliegen, erhielte man Ergebnisse für eine unsystematisch ausgewählte Teilmenge aller Wahlen, die mit den weiter oben vorgeführten Resultaten überhaupt nicht vergleichbar wären. Um die Vergleichbarkeit sicherzustellen, werden die fehlenden Landeswerte des Preisindex durch die entsprechenden Bundeswerte ersetzt. Eine weitere Schwierigkeit betrifft die Veränderungen der Arbeitslosenzahl und des realen pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts gegenüber dem Vorwahljahr. Die Schwankungen der Arbeitslosenzahl fallen natürlich in großen Bundesländern numerisch eindrucksvoller aus als in

<sup>66</sup> Cf. Anhang 8.1.2.2.

Tabelle 17: Regression der Stimmenanteile auf Arbeitslosigkeit, Inflation, reales Wirtschaftswachstum, Lohnquote

	Abhängige Variable	Verzögerte abhängige Variable	Arbeitslosigkeit	Inflation	Reales Wirtschaftswachstum	Lohnquote	Konstante	N	R <sup>2</sup>	F	$r_A / s_{rA}$
Bundestagswahlen	CDU/CSU ....	0,90 (0,05)	0,44 (0,10)	-3,88 (0,41)	0,06 (0,03)	-5,19 (0,89)	0,160	68	0,87	68,3	-0,28
	SPD .....	0,88 (0,05)	-0,15 (0,10)	0,97 (0,41)	0,04 (0,03)	2,73 (0,57)	0,007	68	0,90	114	-0,30
	FDP .....	0,42 (0,08)	0,20 (0,08)	0,09 (0,69)	-0,06 (0,02)	1,41 (0,64)	0,038	68	0,44	9,9	-0,59
	Regierung ....	1,06 (0,09)	-0,11 (0,08)	-1,86 (0,71)	0,08 (0,07)	-0,42 (1,00)	0,088	68	0,89	103	-0,41
Landtagswahlen	CDU/CSU ....	0,74 (0,09)	0,10 (0,05)	-0,55 (0,34)	0,06 (0,03)	0,09 (1,06)	0,077	67	0,69	27,4	0,30
	SPD .....	0,85 (0,06)	-0,12 (0,05)	0,64 (0,29)	-0,04 (0,02)	-0,63 (0,79)	0,051	67	0,77	40,6	0,24
	FDP .....	0,35 (0,09)	-0,01 (0,03)	0,18 (0,17)	-0,01 (0,01)	-0,99 (0,49)	0,040	67	0,48	11,4	0,67
	Regierung ....	0,94 (0,06)	0,40 (0,07)	0,48 (0,42)	-0,01 (0,08)	-1,18 (1,06)	0,005	67	0,90	111	-1,23

Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts je Kopf und Jahr in 1 000 DM.

kleinen, in den reichen Bundesländern — wie etwa den Stadtstaaten Bremen und Hamburg — liegen sowohl die Niveaus wie auch die zwischenjährlichen Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts je Einwohner über den entsprechenden Werten „ärmerer“ Flächenstaaten. Um derartige Größenordnungseffekte auszuschalten, können diese Veränderungen auf Landesebene nicht in absoluten Einheiten gemessen werden, sondern sie müssen als prozentuale Veränderungen auf das Niveau des der Wahl vorausgehenden Jahres bezogen werden. Die vier ökonomischen Variablen sind hier somit folgendermaßen definiert:

Prozentuale Veränderung der Arbeitslosenzahl im Bundesland gegenüber dem Vorwahljahr

Inflationsrate des Wahljahres im Bundesland, wenn nicht vorhanden im gesamten Bundesgebiet

Prozentuale Veränderung des realen pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts im Bundesland gegenüber dem Vorwahljahr

Veränderung der erwerbsstrukturbereinigten Bruttolohnquote im Bundesland gegenüber dem Vorwahljahr.

Tabelle 18

**Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundes- und Landeswerte der ökonomischen Variablen**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen ( $N = 68$ )		Landtagswahlen ( $N = 67$ )	
	Bundeswerte	Landeswerte	Bundeswerte	Landeswerte
CDU/CSU .....	0,87	0,77	0,69	0,70
SPD .....	0,90	0,87	0,77	0,78
FDP .....	0,44	0,32	0,48	0,48
Regierung .....	0,89	0,88	0,90	0,90

Die Regression der vier abhängigen Variablen bei Bundes- und Landtagswahlen auf die verzögerten abhängigen Variablen und die vier so definierten ökonomischen Variablen ergibt acht Modelle, deren multiple Determinationskoeffizienten in Tabelle 18 denjenigen der entsprechenden Modelle aus Tabelle 17 gegenübergestellt sind. Für Bundestagswahlen ist das Ergebnis ganz eindeutig. Bei Verwendung von Landeswerten der ökonomischen Variablen geht die Güte der Modelle zum Teil drastisch zurück, woraus folgt, daß bundeslandspezifische Beson-

derheiten der Wirtschaftslage bei Bundestagswahlen keine große Rolle spielen. Bei Betrachtung der einzelnen Schätzergebnisse, die hier zwecks Platzersparnis nicht aufgeführt werden, fällt auf, daß die Richtung der Zusammenhänge gegenüber der Verwendung von Bundeswerten in Tabelle 17 völlig unverändert bleibt, daß die Koeffizienten der ökonomischen Variablen aber dem Betrag nach stark absinken. Die erste Beobachtung ist der hohen Parallelität von wirtschaftlichen Entwicklungen in Bund und Ländern zuzuschreiben. Die der bundesweiten Wirtschaftsentwicklung aufmodulierten regionalen Besonderheiten schlagen jedoch auf die Wahlergebnisse der einzelnen Länder bei Bundestagswahlen nicht durch und kontaminieren im statistischen Sinn die Beziehung zwischen bundesweiten ökonomischen Trends und den Ergebnissen von Bundestagswahlen.

Bei Landtagswahlen hingegen führt die Ersetzung der Bundeswerte der ökonomischen Variablen durch Landeswerte zu einer Verbesserung der Güte der Modelle. Zwar macht sie sich in Tabelle 18 nur bei den

Tabelle 19

**Regression der Stimmenanteile bei Landtagswahlen auf Landeswerte von Arbeitslosigkeit, Inflation, realem Wirtschaftswachstum und der Lohnquote**

	Abhängige Variable			
	CDU/CSU	SPD	FDP	Regierung
verzögerte abhängige Variable ..	0,76 (0,08)	0,80 (0,06)	0,38 (0,08)	0,95 (0,06)
Arbeitslosigkeit ..	0,024 (0,013)	- 0,038 (0,010)	- 0,011 (0,006)	0,010 (0,012)
Inflation .....	- 0,51 (0,24)	0,46 (0,20)	0,12 (0,12)	0,34 (0,30)
reales Wirtschaftswachstum .....	0,14 (0,17)	- 0,34 (0,14)	- 0,15 (0,08)	- 0,05 (0,03)
Lohnquote .....	0,39 (0,69)	- 0,96 (0,53)	- 0,53 (0,34)	- 1,15 (0,83)
Konstante .....	0,101	0,058	0,035	0,018
<i>N</i> .....	67	67	67	67
<i>R</i> <sup>2</sup> .....	0,70	0,78	0,48	0,90
<i>F</i> .....	30,2	43,1	11,6	112
$r_A/s_{r_A}$ .....	- 0,36	0,35	- 0,15	- 0,50

Arbeitslosigkeit und reales Wachstum als prozentuale Veränderungen gegenüber dem Vorwahljahr.

Gleichungen für CDU/CSU und SPD und nur auf der zweiten Stelle hinter dem Komma bemerkbar, aber der Gegensatz zu dem Rückgang der erklärten Varianz bei Bundestagswahlen ist doch unübersehbar. Die Wirtschaftslage in den einzelnen Bundesländern trägt zur Erklärung von Landtagswahlergebnissen stets mindestens ebensoviel bei wie die Wirtschaftslage in der gesamten Bundesrepublik. Wegen der hohen Korrelationen zwischen den wirtschaftlichen Indikatoren auf Bundes- und Landesebene können sehr viel deutlichere Zunahmen der erklärten Varianzanteile bei Verwendung der Landesdaten realistischere auch gar nicht erwartet werden. Die Befunde sind immerhin klar genug, um als Fazit festzuhalten, daß die Ergebnisse von Bundestagswahlen durch die wirtschaftliche Situation in der gesamten Bundesrepublik merklich besser erklärt werden als durch die Wirtschaftslage in den Ländern, daß andererseits die Resultate von Landtagswahlen etwas stärker mit der wirtschaftlichen Lage in den betreffenden einzelnen Bundesländern als mit der Gesamtlage in der Bundesrepublik zusammenhängen. Entsprechend werden im folgenden bei der Untersuchung von Bundestagswahlen Bundeswerte und bei der Untersuchung von Landtagswahlen — soweit verfügbar — Landeswerte der ökonomischen Variablen verwandt. Die aus Landesdaten berechneten Schätzergebnisse für Landtagswahlen sind in Tabelle 19 wiedergegeben. Man beachte die große Ähnlichkeit zu den korrespondierenden Modellen der Tabelle 17.

#### *4.4.2.2. Unterschiede in der wirtschaftlichen Entwicklung zwischen Bund und Ländern*

Man kann argumentieren, daß die wirtschaftlichen Entwicklungen in der gesamten Bundesrepublik und in einzelnen Bundesländern nicht etwa unabhängig voneinander auf Wahlergebnisse einwirken — wie im letzten Abschnitt angenommen wurde — sondern daß es vor allem die Abweichungen eines Bundeslandes von bundesweiten ökonomischen Trends sind, die sich in den Wahlergebnissen in diesem Land niederschlagen. Diese Argumentation ist sowohl für Bundes- als auch für Landtagswahlen plausibel. Ihr liegt die Annahme zugrunde, daß gesamtwirtschaftliche Tendenzen gewissermaßen als Maßstab dienen, der an die Verhältnisse im eigenen Bundesland angelegt wird. Eine Reaktion auf die wirtschaftliche Lage im eigenen Bundesland wäre demnach gar nicht zu erwarten, solange sie mit derjenigen im Bund übereinstimmt. Intuitiv einleuchtende Beispiele lassen sich leicht anführen. So wäre man sicher nicht überrascht, wenn die Bundes- und Landtagswahlergebnisse eines Bundeslandes überdurchschnittlich steigende Arbeitslosenzahlen oder ungewöhnlich langsames wirtschaftliches Wachstum in dem betreffenden Bundesland widerspiegeln würden.



Ob dieser Vergleich zwischen landes- und bundesweiten ökonomischen Zuständen tatsächlich eine Rolle spielt, läßt sich klären, wenn man alle ökonomischen Variablen als Differenzen zwischen ihren Landes- und Bundeswerten mißt. Der Vergleichbarkeit wegen muß man dabei Arbeitslosigkeit und Wirtschaftswachstum in Bund und Ländern als prozentuale Veränderungen gegenüber dem Vorwahljahr definieren. Wegen der häufig notwendigen Substitution von Landes-Preisindizes durch Bundeswerte ist diese Differenzenbildung für die Inflationsrate unmöglich. Das schadet allerdings kaum, weil die Preisentwicklung von allen vier ökonomischen Variablen die geringste Varianz zwischen Bundesländern aufweist. Wir können mithin die vier abhängigen Variablen bei Bundestagswahlen und Landtagswahlen auf die Abweichungen der Landeswerte des realen Wirtschaftswachstums und der Veränderungen von Arbeitslosigkeit und Lohnquote von den entsprechenden Bundeswerten regredieren. Die multiplen Determinationskoeffizienten dieser acht Regressionsmodelle finden sich in Tabelle 20.

Tabelle 20

**Werte von  $R^2$  bei Regression auf die Abweichungen der Landeswerte der ökonomischen Variablen von ihren Bundeswerten**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen ( $N = 68$ )	Landtagswahlen ( $N = 67$ )
CDU/CSU .....	0,51	0,60
SPD .....	0,83	0,73
FDP .....	0,26	0,39
Regierung .....	0,85	0,83

Die Werte dieser Tabelle zeigen ebenso eindeutig wie die numerisch ganz geringfügigen Regressionskoeffizienten, daß der beschriebene „rationale“ Vergleich zwischen den wirtschaftlichen Verhältnissen in Bund und Land nicht stattfindet bzw. zumindest ohne Auswirkungen auf Wahlresultate bleibt. Ein Blick auf Tabelle 10 verdeutlicht, daß die Differenzen zwischen Landes- und Bundeswerten der ökonomischen Variablen gegenüber der verzögerten abhängigen Variablen praktisch keine zusätzliche Varianzreduktionskraft besitzen. Weder die Bundesregierung noch Landesregierungen noch irgendwelche Parteien haben Anlaß zu Hoffnungen oder Befürchtungen, wenn ökonomische Trends in Bund und Ländern divergieren. Diese Feststellung gilt natürlich nur, solange diese Divergenzen den Rahmen der in der bisherigen Historie der Bundesrepublik aufgetretenen Größenordnungen nicht sprengen.

#### 4.4.3. Die wirtschaftliche Entwicklung während der Legislaturperiode

##### 4.4.3.1. Die Veränderung der Wirtschaftslage über mehrere Jahre

In der ökonomischen Theorie der Politik werden in der Regel kurzfristige Zeithorizonte der Wähler unterstellt. Mit dieser Annahme steht und fällt etwa die Anleitung für eine stimmenmaximierende Regierungspartei, zu Beginn einer Legislaturperiode die Wirtschaft in eine Rezession zu steuern, um dann in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode durch einen staatlich stimulierten konjunkturellen Aufschwung die Unterstützung der Wählerschaft zu mobilisieren<sup>67</sup>. Soweit sich empirische Studien zum Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen bisher überhaupt mit diesem Problem von Zeithorizonten und Wirkungsverzögerungen befaßt haben, konnten sie die behauptete „Kurzsichtigkeit“ der Wählerreaktion auf ökonomische Entwicklungen im großen und ganzen bestätigen (z. B. Goodhart 1970, Fair 1976).

In der vorliegenden Arbeit wird diese Frage untersucht, indem die abhängigen Variablen auf die Veränderungen der Wirtschaftslage des Wahljahres gegenüber den Werten von vor einem, zwei, drei und vier Jahren regregiert werden. Das längste Intervall beträgt vier Jahre, weil dieser Zeitraum den normalen Legislaturperioden des Bundestags und aller Länderparlamente mit Ausnahme des saarländischen Landtages entspricht. Damit ist der Möglichkeit Rechnung getragen, daß die Wirtschaftslage bei Amtsantritt einer Regierung als Maßstab zur Beurteilung des vor der nächsten Wahl erreichten Zustandes dienen könnte. Bei der Berechnung der jeweils sechzehn Regressionsmodelle für Bundes- und Landtagswahlen sind folgende Punkte zu beachten: Die Ergebnisse für Bundestagswahlen werden aus Bundesdaten, für Landtagswahlen aus Landesdaten der ökonomischen Variablen geschätzt. Im Gegensatz zu den vorangehenden Abschnitten wird nun auch die Preisentwicklung über zwischenjährliche Differenzen der Inflationsrate und nicht mehr über die Inflationsrate selbst gemessen, weshalb die multiplen Determinationskoeffizienten in der ersten Spalte der folgenden Tabelle 21 sich von den Werten der Tabelle 18 unterscheiden können. Vier Jahre zurückliegende Werte aller ökonomischen Variablen stehen für vier der 67 bisher analysierten Landtagswahlen nicht zur Verfügung. Der Vergleichbarkeit halber werden die Schätzungen bei Landtagswahlen zunächst nur für diejenigen 63 Fälle berechnet, die keine fehlenden Daten aufweisen.

Aus Tabelle 21 geht hervor, daß bei Bundes- und Landtagswahlen mehrere Jahre zurückliegende Werte der ökonomischen Situation eine

<sup>67</sup> Cf. dazu 1.2.1.2. und die dort zitierte Literatur.

Tabelle 21

Werte von  $R^2$  bei Regression auf die Veränderung der ökonomischen Variablen über verschiedene Zeiträume

Abhängige Variable		Veränderung der Wirtschaftslage über ... Jahre vor der Wahl			
		1	2	3	4
Bundes- tagswahlen (N = 68)	CDU/CSU ....	0,87	0,82	0,90	0,88
	SPD .....	0,89	0,90	0,91	0,90
	FDP .....	0,45	0,55	0,58	0,56
	Regierung ....	0,89	0,88	0,96	0,95
Land- tagswahlen (N = 63)	CDU/CSU ....	0,68	0,71	0,61	0,63
	SPD .....	0,81	0,83	0,83	0,80
	FDP .....	0,44	0,49	0,43	0,37
	Regierung ....	0,89	0,91	0,83	0,83

unterschiedliche Rolle spielen. Bei Landtagswahlen ist das Bild relativ einfach. Die höchste Varianzreduktionskraft besitzen Modelle, die unterstellen, daß die Wirtschaftslage zum Zeitpunkt der Wahl mit derjenigen vor zwei Jahren verglichen wird. Verlegt man das Vergleichsjahr noch weiter nach hinten, dann sinkt die Güte der Modelle unter die Werte, die man bei Verwendung des letzten Jahres vor der Wahl als Vergleichsbasis erhält. Daraus folgt, daß für Landtagswahlen die wirtschaftliche Entwicklung in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode den Ausschlag gibt. Da die Differenzen der ökonomischen Variablen über ein Jahr und über zwei Jahre vor der Wahl hinweg recht hoch miteinander korreliert sind, ist auch nicht verwunderlich, daß die aus Differenzen über zwei Jahre geschätzten Zusammenhänge bei Landtagswahlen, die in Tabelle 22 wiedergegeben sind, sich mit den in Tabelle 19 dargestellten Ergebnissen weitgehend decken, die aus Veränderungen der ökonomischen Variablen gegenüber dem der Wahl vorhergehenden Jahr berechnet wurden.

Etwas komplizierter sind die Sachverhalte bei Bundestagswahlen. Ersetzt man das letzte Jahr vor der Wahl durch das zweite Jahr vor der Wahl als Bezugspunkt, dann geht die Güte zweier Modelle zurück, während  $R^2$  für die zwei anderen Gleichungen zunimmt. Mit der Wirtschaftslage des dritten Jahres vor der Wahl als Vergleichsgröße steigen die multiplen Determinationskoeffizienten der Gleichungen aller vier abhängigen Variablen deutlich an, um beim Übergang zum vierten vorhergehenden Jahr — das in der Regel das Jahr der letzten Wahl

ist — wieder leicht zu sinken, ohne jedoch die Werte der letzten beiden Jahre vor der Wahl zu unterschreiten. Das bedeutet, daß im Gegensatz zu Landtagswahlen vor allem Abweichungen der ökonomischen Variablen zum Zeitpunkt von Wahlen von ihren Ausgangswerten bei Beginn der Legislaturperiode auf die Stimmenverteilungen bei Bundestagswahlen durchschlagen. Die höchste Varianzreduktion leisten Veränderungen der Wirtschaftslage über drei Jahre hinweg; es folgen der Reihe nach vierjährige, einjährige und zweijährige Intervalle. Die Modell-schätzungen für Bundestagswahlen, die für dreijährige Vergleichsinter-valle in Tabelle 22 enthalten sind, zeigen, daß die Auswahl des zum Vergleich herangezogenen Zeitpunktes ebenso wie bei Landtagswahlen nur die Stärke der ermittelten Zusammenhänge zwischen wirtschaftlichen Entwicklungen und Wahlergebnissen beeinflußt, nicht aber ihre Richtung. Den weiter oben getroffenen inhaltlichen Feststellungen über die Wirkung der einzelnen Variablen ist mithin nichts hinzuzufügen.

Bemerkenswert ist allenfalls der Unterschied zwischen Bundes- und Landtagswahlen. Wir haben zuvor festgestellt (4.3.2.), daß bei Berücksichtigung aller vier ökonomischen Variablen die Erklärungsleistung der Wirtschaftslage für Wahlergebnisse beider Arten von Wahlen etwa gleich groß ist. Diese Aussage gilt so nicht mehr, wenn man die Veränderung der Wirtschaftslage über mehrere Jahre hinweg berücksichtigt. Die durch ökonomische Entwicklungen zusätzlich zum Ergebnis der vorherigen Wahl erklärbare Varianz liegt nun bei Bundestagswahlen deutlich höher als bei Landtagswahlen. Überdies deuten die ermittelten Beurteilungsintervalle auf einen bei Bundestagswahlen „rationaleren“ Entscheidungsmechanismus hin. Landtagswahlen werden am stärksten durch kurzfristige Fluktuationen der ökonomischen Situation im betreffenden Land beeinflußt. Die beste Erklärung von Bundestagswahlergebnissen produzieren die hier geschätzten Modelle hingegen unter der Annahme, daß die Wählerschaft in ihrer Gesamtheit die Wirtschaftslage zum Zeitpunkt einer Bundestagswahl mit der wirtschaftlichen Situation in der ersten Hälfte der Legislaturperiode vergleicht. Als „kurzsichtig“ kann man dies kaum bezeichnen.

#### 4.4.3.2. *Erwartungen über die Entwicklung der Wirtschaftslage*

Den bisher mit Differenzen der ökonomischen Variablen über verschiedene Zeiträume hinweg durchgeführten Analysen lag implizit die Annahme zugrunde, daß Wahlergebnisse von der Wirtschaftslage nicht beeinflußt werden, solange sich die wirtschaftliche Situation gegenüber dem jeweiligen Vergleichsjahr nicht ändert. Diese Annahme ist insofern restriktiv — um nicht zu sagen unrealistisch — als Zufriedenheit mit der Wirtschaftslage durchaus an bestimmte dynamische Ent-

wicklungen gebunden sein kann. In der Wählerschaft können Erwartungen über den Konjunkturverlauf existieren, an denen die Realität gemessen wird. Das Problem ist, daß die Mechanismen unbekannt sind, nach denen sich solche Erwartungen herausbilden. Wir wollen hier auf drei derartige Mechanismen eingehen, wobei die Ebene der individuellen Erwartungen und das Problem ihrer Aggregation für das gesamte Elektorat ausgeblendet bleiben sollen.

Einen ganz einfachen Prozeß der Erwartungsbildung hat Kramer (1971: 134 f.) unterstellt<sup>68</sup>. Er geht davon aus, daß der für den Zeitpunkt  $t$  einer Wahl erwartete Wert  $W'_t$  der ökonomischen Variablen  $W$  durch eine einfache Extrapolation des tatsächlichen Vorjahreswertes  $W_{t-1}$  zustande kommt:  $W'_t = rW_{t-1}$ , wobei  $r$  eine für jede ökonomische Variable spezifische Projektionskonstante ist. Die Reaktion des Elektors erfolgt auf die Abweichung des tatsächlichen vom erwarteten Wert, also auf  $W_t - W' = W_t - rW_{t-1}$ . Haben wir nur eine ökonomische Variable, dann ist also die abhängige Variable auf die verzögerte endogene Variable und auf  $W_t$  und  $W_{t-1}$  zu regredieren, um gleichzeitig die Erwartungsbildung und die Reaktion auf Abweichungen vom erwarteten Wert zu ermitteln. Wenn  $a'_1$  und  $a'_2$  geschätzte Koeffizienten von  $W_t$  und  $W_{t-1}$  sind, dann mißt  $a'_1$  nämlich die Reaktion auf  $W_t - W'_t$ , und es gilt  $r' = a'_2/a'_1$ .

Bei der Anwendung dieser plausiblen Überlegungen auf Bundes- und Landtagswahlen in der Bundesrepublik erweisen sich die sehr hohen Korrelationen zwischen den Werten der einzelnen ökonomischen Variablen in zwei aufeinanderfolgenden Jahren als unüberwindbare praktische Schwierigkeit. Bei der Berechnung entsprechender Regressionsgleichungen erhalten wir für alle vier ökonomischen Variablen sinnvolle Koeffizienten entweder nur für die Werte der Wahljahre oder für die Werte der vorangehenden Jahre, nicht aber für  $W_t$  und  $W_{t-1}$  gleichzeitig. Wegen der hohen Multikollinearität unter jeweils zweien der unabhängigen Variablen sind auch die multiplen Determinationskoeffizienten dieser Modelle nicht sehr eindrucksvoll. Sie liegen trotz der höheren Zahl von Erklärungsvariablen deutlich unter denjenigen der Modelle der Tabelle 17 für Bundestagswahlen und der Tabelle 19 für Landtagswahlen. Wir müssen uns mithin nach alternativen Möglichkeiten umsehen, die Rolle ökonomischer Erwartungen in den Griff zu bekommen.

Die erste der beiden Strategien, mit denen experimentiert wurde, ist eine Verallgemeinerung des Kramerschen Ansatzes. Wir fassen da-

<sup>68</sup> Cf. dazu auch Schmalensees (1976) experimentelle Studie zur Herausbildung wirtschaftlicher Erwartungen.

**Tabelle 22: Regression der Stimmenanteile auf Veränderungen der ökonomischen Variablen über drei Jahre bei Bundestagswahlen, über zwei Jahre bei Landtagswahlen**

	Abhängige Variable	verzögerte abhängige Variable	Arbeitslosigkeit	Inflation	reales Wirtschaftswachstum	Lohnquote	Konstante	N	R <sup>2</sup>	F	$r_A/s_{r,A}$
Bundestagswahlen	CDU/CSU ....	0,91 (0,04)	0,11 (0,02)	- 2,11 (0,17)	0,03 (0,01)	- 2,86 (0,36)	0,078	68	0,90	110	- 0,46
	SPD .....	0,88 (0,04)	- 0,09 (0,03)	0,56 (0,16)	0,07 (0,02)	0,45 (0,37)	0,018	68	0,91	118	- 0,36
	FDP .....	0,55 (0,08)	0,06 (0,02)	0,18 (0,13)	- 0,02 (0,01)	2,04 (0,31)	0,039	68	0,58	17,2	- 0,38
	Regierung ....	0,95 (0,05)	- 0,17 (0,02)	- 1,63 (0,26)	0,12 (0,02)	- 2,32 (0,67)	0,022	68	0,96	332	- 0,58
Landtagswahlen	CDU/CSU ....	0,71 (0,07)	0,017 (0,006)	- 0,54 (0,20)	0,14 (0,11)	0,04 (0,49)	0,064	64	0,71	31,1	- 0,39
	SPD .....	0,82 (0,06)	- 0,012 (0,005)	0,20 (0,16)	- 0,11 (0,99)	- 0,19 (0,38)	0,082	64	0,83	58,4	0,34
	FDP .....	0,49 (0,10)	- 0,004 (0,003)	0,37 (0,10)	- 0,04 (0,05)	- 0,13 (0,24)	0,028	64	0,49	13,6	- 0,75
	Regierung ....	0,95 (0,05)	0,011 (0,008)	0,59 (0,24)	- 0,09 (0,13)	- 0,65 (0,59)	0,020	64	0,91	103	- 0,52

Bei Bundestagswahlen Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts je Kopf und Jahr in 1 000 DM. Bei Landtagswahlen Arbeitslosigkeit und reales Wachstum als prozentuale Veränderungen gegenüber dem Vergleichsjahr.

bei den im Wahljahr erwarteten Wert der ökonomischen Variablen  $W$  als Projektion nicht nur aus ihrem Vorjahreswert, sondern aus einem gewichteten Mittel aller früheren Werte der Legislaturperiode auf. Es soll gelten, daß die Gewichte zurückliegender Werte von  $W$  einer exponentiellen Vergessensfunktion unterliegen. Bei einer Legislaturperiode von vier Jahren läßt sich der erwartete Wert von  $W$  damit schreiben als

$$W'_t = r (G_1 W_{t-1} + G_2 W_{t-2} + G_3 W_{t-3} + G_4 W_{t-4}) .$$

Unterstellt man exponentielles Vergessen, dann haben die Gewichte  $G_1$  bis  $G_4$  bei einer vierjährigen Legislaturperiode die Werte 0,368, 0,299, 0,216, 0,117. Mittels dieser Gewichte läßt sich für jede ökonomische Variable aus ihren Werten in den vier vor der Wahl liegenden Jahren das gewichtete Mittel  $W'_t/r$  berechnen, und die Regression auf  $W_t$  und  $W'_t/r$  erlaubt die gleichzeitige Schätzung der Projektionskonstanten  $r$  und der Reaktion der Wählerschaft auf Abweichungen von  $W_t$  gegenüber dem erwarteten Wert  $W'_t$ .

Ebenfalls Kramers Grundidee folgend wird in einem weiteren Verfahren versucht, unmittelbar die Abweichungen der tatsächlichen von der erwarteten Wirtschaftslage zu bestimmen, um diese Differenzen als Werte der unabhängigen Variablen in Regressionsmodellen zu verwenden. Dazu bedarf es einer noch präziseren Spezifikation des Prozesses der Erwartungsbildung. Wir wollen annehmen, daß die Wähler die Entwicklung der Wirtschaftslage als einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung auffassen, so daß für alle ökonomischen Variablen  $W$  gilt:  $W_t = r W_{t-1} + e_t$ . Ferner nehmen wir an, daß die Wähler  $r$  aus den Werten der ökonomischen Variablen während der zurückliegenden Legislaturperiode schätzen, in der Regel also aus  $W_{t-1}$  bis  $W_{t-4}$ . Bei vierjährigen Legislaturperioden lautet somit der Schätzwert für  $r$  nach der Methode der kleinsten Quadrate (Anderson 1971: 254):

$$r' = (W_{t-1} W_{t-2} + W_{t-2} W_{t-3} + W_{t-3} W_{t-4}) / (W_{t-2}^2 + W_{t-3}^2 + W_{t-4}^2).$$

Der Erwartungswert im Zeitpunkt der erneuten Wahl läßt sich dann darstellen als  $W'_t = r' W_{t-1}$ , und die Reaktion der Wählerschaft auf Diskrepanzen zwischen tatsächlichem und antizipiertem Konjunkturverlauf kann durch Regression der abhängigen Variablen auf  $W_t - W'_t = W_t - r' W_{t-1}$  geschätzt werden.

Die Schätzergebnisse für diese beiden Versuche, die Rolle von Wählererwartungen für den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlresultaten zu ermitteln, lassen sich leicht zusammenfassen. Das letzte Modell geht ganz offensichtlich von so unrealistischen Annah-

men über die Rationalität, den Informationsstand und die Kalkulationskapazität der Wähler aus, daß es weder bei Bundes- noch bei Landtagswahlen irgendwelche nennenswerte Erklärungskraft besitzt. Die multiplen Determinationskoeffizienten liegen nur unwesentlich über denjenigen, die man erhält, wenn man Wahlergebnisse ausschließlich durch die Stimmenverteilung der vorhergehenden Wahl zu erklären versucht. Die Extrapolation nichtlinearer, autoregressiver Trends mag die kurzfristige Entwicklung ökonomischer Größen im Einzelfall noch so gut erfassen, die Erwartungen der Wähler über die Wirtschaftslage kommen so nicht zustande.

Bei Landtagswahlen erhält man für das mit Projektionen aus einem gewichteten Mittel der früheren Werte der ökonomischen Variablen arbeitende Modell ähnlich negative Resultate. Dabei ist der durch ökonomische Variablen erklärte Varianzanteil um so geringer, für je mehr Variablen man eine derartige Reaktion auf Abweichungen von erwarteten Werten unterstellt. Bei Bundestagswahlen hingegen ergeben sich starke Fluktuationen der erklärten Varianzanteile in Abhängigkeit davon, für welche ökonomischen Variablen man einen entsprechenden Prozeß der Erwartungsbildung annimmt. Am allerbesten schneidet insgesamt ein Modell ab, in dem Abweichungen von erwarteten Werten nur die Wählerreaktion auf die Arbeitsmarktlage bestimmen, während die übrigen drei ökonomischen Variablen wie bei den Berechnungen für Tabelle 17 gemessen werden, also als Inflationsrate des Wahljahres und als Veränderungen von Lohnquote und pro-Kopf-Inlandsprodukt gegenüber dem Vorwahljahr. Die Koeffizienten dieser letzten drei Variablen sind mit denen in Tabelle 17 praktisch identisch. Die Erklärungsleistung dieses Modells für die einzelnen abhängigen Variablen ist in Tabelle 23 aufgeführt; mit Ausnahme des Stimmenanteils der SPD

Tabelle 23

**Werte von  $R^2$  sowie der Reaktions- und Erwartungsparameter bei Regression auf die Abweichungen der Arbeitslosenzahlen bei Bundestagswahlen von erwarteten Werten**

Abhängige Variable	$R^2$ ( $N = 68$ )	Koeffizient der Arbeitslosenzahl (in $10^6$ ) des Wahljahres	Erwartungs- konstante
CDU/CSU .....	0,89	0,47	0,82
SPD .....	0,90	- 0,41	0,87
FDP .....	0,51	0,14	0,90
Regierung .....	0,94	- 0,74	0,85



liegt sie über derjenigen der in Tabelle 17 wiedergegebenen Modelle, erreicht aber nicht ganz die Werte der Tabelle 22.

Neben den Werten des multiplen Determinationskoeffizienten  $R^2$  enthält Tabelle 23 den Koeffizienten der Arbeitslosenzahl des Wahljahres und die aus diesem Koeffizienten und dem Koeffizienten des gewichteten Mittels früherer Arbeitslosenzahlen geschätzte Projektions- oder Erwartungskonstante  $r'$ . Daran fällt zweierlei auf. Zum ersten wirken Abweichungen von erwarteten Arbeitslosenziffern in die gleiche Richtung wie Veränderungen der Arbeitslosenzahl. Zum zweiten stimmen die vier Schätzungen der Erwartungskonstanten  $r$  sehr gut überein. Sie implizieren, daß zwischen 82 und 90 Prozent des gewichteten Mittels der Arbeitslosenzahlen der letzten vier Jahre für das Wahljahr erwartet bzw. für „normal“ oder „akzeptabel“ gehalten werden. Abweichungen davon führen zu den wiederholt beschriebenen Auswirkungen auf die Bundestagswahlergebnisse.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß mit keiner der verwandten Modellspezifikationen ein Effekt ökonomischer Erwartungsbildung auf Landtagswahlen nachzuweisen ist. Bei Bundestagswahlen spielen die Erwartungen der Wählerschaft nur für ihre Reaktion auf die Entwicklung des Arbeitsmarktes eine Rolle. Erwartet wird generell eine leichte Abnahme der Arbeitslosigkeit gegenüber dem gewichteten Mittel der vorangehenden Jahre. Dabei zeigt sich, daß die Erwartungsbildung sich auf einen längeren Vergleichszeitraum — etwa eine Legislaturperiode — bezieht, was dem oben berichteten Befund entspricht, daß für Bundestagswahlergebnisse im Gegensatz zu Landtagswahlen längerfristige ökonomische Entwicklungen von Bedeutung sind. Allerdings ist festzuhalten, daß die bislang stärkste Varianzreduktion im vorherigen Abschnitt 4.4.3.1. ohne Berücksichtigung von Erwartungsmechanismen erzielt werden konnte.

#### 4.4.3.3. Beschleunigung und Verlangsamung ökonomischer Entwicklungen

Im vorletzten Abschnitt haben wir gesehen, daß besonders Bundestagswahlergebnisse in hohem Ausmaß von Veränderungen der Wirtschaftslage über längere Zeiträume hinweg beeinflußt werden. Hier wollen wir untersuchen, ob es für Wahlresultate eine Rolle spielt, wenn die Veränderungsraten der ökonomischen Variablen selbst sich verändern, wenn sich also z. B. die Zunahme bzw. Abnahme der Arbeitslosenzahl im Verlauf der Legislaturperiode beschleunigt bzw. verlangsamt. Diese Frage läßt sich beantworten, indem man die ökonomischen Variablen über ihre zweiten Differenzen definiert, also über Differenzen von Differenzen. Die Effekte der Beschleunigung ökonomischer

Entwicklungen sollen für die gesamte Legislaturperiode und für die zweite Hälfte der Legislaturperiode getrennt beurteilt werden. Für die zweite Hälfte der Legislaturperiode kann man die Beschleunigung einer jeden ökonomischen Variablen  $W$  erfassen, wenn man ihre Veränderung vom Vorwahljahr zum Wahljahr mit ihrer Veränderung vom zweiten Jahr vor der Wahl zum Vorwahljahr vergleicht. Man berechnet also:

$$(W_t - W_{t-1}) - (W_{t-1} - W_{t-2}) = W_t - 2W_{t-1} + W_{t-2} .$$

Der Wert dieser Summe ist positiv (negativ), wenn die betreffende ökonomische Variable vom Vorwahljahr zum Wahljahr stärker zugenommen oder schwächer abgenommen (schwächer zugenommen oder stärker abgenommen) hat als vom zweiten Jahr vor der Wahl zum Vorwahljahr. Bei gleichbleibenden Veränderungsraten, die lineare Entwicklungen kennzeichnen, nimmt diese Summe den Wert Null an. Für die gesamte Legislaturperiode läßt sich die Beschleunigung jeder ökonomischen Variablen  $W$  messen, indem man ihre Veränderung in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode mit derjenigen in der ersten Hälfte vergleicht:

$$(W_t - W_{t-2}) - (W_{t-2} - W_{t-4}) = W_t - 2W_{t-2} + W_{t-4} .$$

Bei der Regression der vier abhängigen Variablen auf die für die ganze Legislaturperiode oder ihre zweite Hälfte berechneten zweiten Differenzen der ökonomischen Variablen wird man übrigens die gleichen Vorzeichen der einzelnen unabhängigen Variablen erwarten wie in den Modellen der Tabellen 17, 19 und 22. Wenn einer bestimmten Partei ein Anstieg etwa der Arbeitslosenzahl schadet, dann sollte es ihr ebenso schaden, wenn er sich in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode oder über die gesamte Legislaturperiode hinweg beschleunigt. Es geht hier also nicht um zusätzliche Befunde über die Richtung der Wirkung der einzelnen ökonomischen Variablen, sondern um eine Vorstellung davon, ob sich Wähler eher an der Entwicklung der ökonomischen Situation über bestimmte Zeiträume hinweg oder eher an ihrer Abweichung von einem linearen Verlauf orientieren.

Wenn wir für alle ökonomischen Variablen zweite Differenzen über die ganze Legislaturperiode und über ihre zweite Hälfte hinweg berechnen, dann können wir bei einheitlich definierten unabhängigen Variablen für jede abhängige Variable je zwei Regressionsgleichungen für Bundes- und Landtagswahlen schätzen. Bei Landtagswahlen werden diese zweiten Differenzen wiederum aus prozentualen Veränderungen der Arbeitslosenzahl und des realen pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts bestimmt, um die unterschiedlichen Größenordnungen der einzelnen Bundesländer zu kontrollieren. Tabelle 24 enthält die Werte

des multiplen Determinationskoeffizienten  $R^2$  für die insgesamt sechzehn geschätzten Modelle.

Tabelle 24

Werte von  $R^2$  bei Regression auf die zweiten Differenzen der ökonomischen Variablen über verschiedene Zeiträume

Abhängige Variable	Bundestagswahlen ( $N = 68$ )		Landtagswahlen ( $N = 64$ )	
	Veränderung der Situation in der 2. Hälfte der Legislaturperiode	Veränderung der Situation zwischen 1. und 2. Hälfte der Legislaturperiode	Veränderung der Situation in der 2. Hälfte der Legislaturperiode	Veränderung der Situation zwischen 1. und 2. Hälfte der Legislaturperiode
CDU/CSU .....	0,72	0,86	0,60	0,61
SPD .....	0,89	0,90	0,83	0,80
FDP .....	0,39	0,41	0,39	0,39
Regierung .....	0,91	0,94	0,83	0,84

Tabelle 24 zeigt daß Beschleunigung und Verlangsamung ökonomischer Entwicklungen sich auf Landtagswahlergebnisse kaum auswirken. Am stärksten ist der Effekt noch für die SPD; insgesamt jedoch erklären die Veränderungen der ökonomischen Variablen vom Vorwahljahr oder gar vom zweiten Jahr vor der Wahl zum Wahljahr (Tabelle 21) erheblich höhere Varianzanteile. Bei Bundestagswahlen fällt ein deutlicher Unterschied danach ins Auge für welchen Zeitraum die zweiten Differenzen der ökonomischen Variablen berechnet werden. Beschleunigung oder Verlangsamung ökonomischer Entwicklungen von der ersten zur zweiten Hälfte der Legislaturperiode stehen in einem viel deutlicheren Zusammenhang mit Bundestagswahlergebnissen als solche nur während der letzteren Hälfte. Dieses Ergebnis unterstreicht den Befund des vorletzten Abschnitts, wonach es für die Stimmenverteilung bei Bundestagswahlen wichtiger ist, wie sich die Konjunktur seit der letzten Wahl entwickelt hat als wie sie im letzten Jahr vor der Wahl verlaufen ist.

Die Varianzreduktionskraft der über die ganze Legislaturperiode berechneten zweiten Differenzen liegt etwa in der gleichen Größenordnung wie diejenige der Veränderungen der ökonomischen Variablen vom Vorwahljahr zum Wahljahr (Tabelle 17), so daß nach wie vor die Veränderung der Wirtschaftslage über drei Jahre vor der Wahl die

besten Erklärungen von Bundestagswahlresultaten erlaubt. Das Hauptproblem der mit zweiten Differenzen über die ganze Legislaturperiode geschätzten Modelle für Bundestagswahlen ist, daß einige Koeffizienten gegenüber den bisher konsistenten Schätzungen der Tabellen 13, 17 und 22 umgekehrte Vorzeichen aufweisen. Überdies ist die Autokorrelation der Residuen bei drei Modellen statistisch signifikant, bei dem vierten fast signifikant. Die „falschen“ Vorzeichen könnten darauf zurückzuführen sein, daß wir bei starker Autokorrelation der Fehler mit verzerrten Parameterschätzungen rechnen müssen<sup>69</sup>. Auf die tabellarische Wiedergabe der Schätzergebnisse wird deshalb verzichtet. Abschließend kann man festhalten, daß die Veränderungen der Veränderungsraten der ökonomischen Variablen für Bundestagswahlergebnisse eine Rolle spielen, daß aber die unmittelbaren Effekte von Veränderungen von ökonomischen Variablen selbst direkter feststellbar sind, höhere Erklärungskraft besitzen und unverzerrter geschätzt werden können.

#### 4.4.4. Besondere Reaktionsweisen der Wähler

##### 4.4.4.1. *Negatives Wahlverhalten*

Bei den bisher analysierten Fragestellungen wurde entsprechend dem linearen Regressionsansatz davon ausgegangen, daß die Reaktion der Wählerschaft auf Veränderungen der Wirtschaftslage symmetrisch ist. Das bedeutet z. B., daß eine Abnahme der Arbeitslosigkeit um eine Einheit sich im Wahlergebnis ebenso stark — wenn auch mit umgekehrtem Vorzeichen — bemerkbar macht wie eine Zunahme der Arbeitslosigkeit um eine Einheit. Diese Annahme könnte als unrealistisch bezeichnet werden, zumal etwa Mueller (1973) und Butler (1971) aus ihren empirischen Arbeiten gefolgert haben, daß die Regierenden zwar für Verschlechterungen der ökonomischen Situation bestraft, für Verbesserungen aber nicht notwendigerweise belohnt werden. Derartige „Undankbarkeit“ der Wählerschaft ist gut vereinbar mit der Tatsache, daß sich der einzelne Wähler in der Regel an einem sehr begrenzten Satz von Sachfragen orientiert, wobei diejenigen Problemfelder gute Chancen haben, in den Vordergrund der Aufmerksamkeit zu rücken, auf denen krisenhafte Entwicklungen stattfinden oder doch zumindest Erwartungen unbefriedigt bleiben.

Dieses Problem untersuchen wir hier auf zweierlei Weisen, die beide darin übereinstimmen, daß bei Verbesserungen und Verschlechterungen der Wirtschaftslage unterschiedliche Wählerreaktionen zugelassen werden. Als erstes wird ein Modell „negativen Wahlverhaltens“ spezi-

<sup>69</sup> Cf. 3.5.2.2.3.

fiziert, welches unterstellt, daß die Wähler sich um Verbesserungen der Wirtschaftslage überhaupt nicht kümmern. Der Ausdruck „negatives Wahlverhalten“ („negative voting“) ist von Kernell (1986: Kapitel 5, 1977) übernommen, der ihn zur Erklärung der Stimmenverluste der Partei des amerikanischen Präsidenten bei midterm-elections verwendet. Kernell argumentiert, daß die mit der Amtsführung des Präsidenten zufriedenen Wähler weitaus weniger zur Teilnahme an derartigen Kongreßwahlen motiviert seien als seine Kritiker und daß diese regelmäßig zu beobachtenden Stimmenverluste also als Produkt unterschiedlicher Wahlbeteiligung bei beiden Gruppen von Wählern erklärt werden können<sup>70</sup>.

In diesem Zusammenhang zielen wir mit dem Begriff „negatives Wahlverhalten“ nicht auf unterschiedliche Wahlbeteiligung ab, sondern auf die Vermutung, daß die ökonomische Situation für die Erklärung von Wahlergebnissen nur relevant ist, wenn sie sich verschlechtert. Mit Kernell teilen wir also den Verdacht, daß Wähler eher *gegen* als *für* Programme, Parteien, Personen oder Zustände stimmen. Bei Verbesserungen der Wirtschaftslage nehmen wir an, daß sie in der Aufmerksamkeit der Wähler hinter anderen Problemen zurückfällt, wodurch die Varianz der Wahlergebnisse von derjenigen der Wirtschaftslage unabhängig wird. Diese Annahme kann überprüft werden, wenn die Werte

Tabelle 25

**Werte von R<sup>2</sup> für Modelle negativen Wahlverhaltens und asymmetrischer Reaktion**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen (N = 68)			Landtagswahlen (N = 64)		
	Modell der Tabelle 22	Negatives Wahlverhalten	Asymmetrische Reaktion	Modell der Tabelle 22	Negatives Wahlverhalten	Asymmetrische Reaktion
CDU/CSU ....	0,90	0,81	0,90	0,71	0,62	0,74
SPD .....	0,91	0,88	0,92	0,83	0,81	0,81
FDP .....	0,58	0,45	0,72 <sup>a)</sup>	0,49	0,42	0,61 <sup>a)</sup>
Regierung ....	0,96	0,95	0,97 <sup>a)</sup>	0,91	0,83	0,88

a) Die durch Einführung von vier asymmetrischen Variablen zusätzlich erklärte Varianz ist statistisch signifikant (Signifikanzniveau: 0,05).

<sup>70</sup> Zur vergleichbaren Rolle von Landtagswahlen in der Bundesrepublik cf. Kaltefleiter (1976 a), Dinkel (1977 b).

der einzelnen ökonomischen Variablen für den Fall einer Verbesserung der Situation gleich Null gesetzt werden. Ihre Koeffizienten werden dann nur für den Fall der Verschlechterung geschätzt. Als Vergleichsmodelle werden diejenigen des Abschnitts 4.4.3.1. herangezogen, wo die Veränderung der Wirtschaftslage bei Bundestagswahlen über drei, bei Landtagswahlen über zwei Jahre hinweg gemessen wurde, um möglichst hohe Varianzanteile zu erklären. Wir setzen also die einzelnen ökonomischen Variablen gleich Null, wenn Arbeitslosigkeit oder die Inflationsrate im Wahljahr gegenüber ihren Werten von vor drei Jahren bei Bundestagswahlen, vor zwei Jahren bei Landtagswahlen gleichgeblieben oder zurückgegangen sind, wenn das reale pro-Kopf Bruttoinlandsprodukt oder die Lohnquote gegenüber diesen Vergleichswerten gleichgeblieben oder angestiegen sind.

Tabelle 26

**Koeffizienten der ökonomischen Variablen in den Modellen der Tabelle 22 und in Modellen negativen Wahlverhaltens und asymmetrischer Reaktion bei Bundestagswahlen**

Abhängige Variable	Unabhängige Variable	Koeffizient in Tabelle 22	Negatives Wahlverhalten	Asymmetrische Reaktion	
				Verschlechterung	Verbesserung
CDU/CSU	Arbeitslosigkeit ..	0,11	0,11	0,25	0,09
	Inflation .....	- 2,11	- 1,33	- 1,45	- 1,51
	Wachstum .....	0,03	—	—	0,04
	Lohnquote .....	- 2,86	- 3,90	- 3,74	- 3,71
SPD	Arbeitslosigkeit ..	- 0,09	- 0,08	- 0,23	- 0,04
	Inflation .....	0,56	0,32	0,39	0,69
	Wachstum .....	0,07	—	—	0,06
	Lohnquote .....	0,45	1,33	1,66	0,34
FDP	Arbeitslosigkeit ..	0,06	0,03	0,07	0,01
	Inflation .....	0,18	0,25	0,78	0,27
	Wachstum .....	- 0,02	—	—	- 0,02
	Lohnquote .....	2,04	2,12	2,58	1,64
Regierung	Arbeitslosigkeit ..	- 0,17	- 0,29	- 0,36	- 0,16
	Inflation .....	- 0,54	- 0,88	- 1,03	- 0,77
	Wachstum .....	0,14	—	—	0,11
	Lohnquote .....	0,04	0,44	0,36	0,22

Tabelle 25 gibt die Güte der Modelle an, die man bei Regression der abhängigen Variablen auf die so umdefinierten ökonomischen Variablen erhält. Die Tabellen 26 und 27 enthalten die Koeffizienten der Modelle negativen Wahlverhaltens bei Bundes- bzw. Landtagswahlen. Für Bundestagswahlen kann ein Koeffizient des Wirtschaftswachstums nicht geschätzt werden, weil das reale pro-Kopf Bruttoinlandsprodukt in keinem Bundestagswahljahr unter dem Wert von vor drei Jahren lag. Die multiplen Determinationskoeffizienten der Modelle negativen Wahlverhaltens liegen deutlich unter denjenigen der Vergleichsmodelle der Tabelle 22. Daraus folgt, daß die Annahme, die Varianz der ökonomischen Variablen habe bei einer Verbesserung der Wirtschaftslage mit der Varianz in den Wahlresultaten nichts zu tun, der Realität nicht gerecht wird. Besonders auffällig sind die Werte von  $R^2$  in den Gleichun-

Tabelle 27

**Koeffizienten der ökonomischen Variablen in den Modellen der Tabelle 22 und in Modellen negativen Wahlverhaltens und asymmetrischer Reaktion bei Landtagswahlen**

Abhängige Variable	Unabhängige Variable	Koeffizient in Tabelle 22	Negatives Wahlverhalten	Asymmetrische Reaktion	
				Ver-schlech-terung	Ver-besse-rung
CDU/CSU	Arbeitslosigkeit ..	0,017	0,018	0,019	0,014
	Inflation .....	- 0,54	- 0,68	- 0,81	- 0,09
	Wachstum .....	0,14	1,18	1,52	0,33
	Lohnquote .....	0,04	0,62	0,46	0,02
SPD	Arbeitslosigkeit ..	- 0,012	- 0,008	- 0,014	- 0,009
	Inflation .....	0,20	0,08	0,20	0,19
	Wachstum .....	- 0,11	- 0,12	- 0,09	- 0,01
	Lohnquote .....	- 0,19	- 0,73	- 0,72	- 0,11
FDP	Arbeitslosigkeit ..	- 0,004	- 0,007	- 0,008	- 0,007
	Inflation .....	0,37	0,40	0,53	0,09
	Wachstum .....	- 0,04	- 1,00	- 1,04	0,00
	Lohnquote .....	- 0,13	- 0,51	- 0,16	- 0,04
Regierung	Arbeitslosigkeit ..	0,011	0,008	0,008	0,002
	Inflation .....	0,59	0,22	0,51	0,22
	Wachstum .....	- 0,09	- 1,02	- 0,81	- 0,37
	Lohnquote .....	- 0,65	- 0,40	- 0,63	- 0,45

gen für Bundes- und Landesregierungen. Der Wert für die Bundesregierung geht kaum zurück, was signalisiert, daß das Abschneiden der Bundesregierung in der Tat vor allem von einer sich verschlechternden ökonomischen Situation beeinflußt wird. Für die Landesregierungen andererseits sinkt  $R^2$  im Modell negativen Wahlverhaltens ganz drastisch ab, was zu einer genau entgegengesetzten Schlußfolgerung führt. Nur Verschlechterungen der Wirtschaftslage erklären zusätzlich zum Stimmenanteil einer Landesregierung bei der letzten Wahl praktisch gar nichts. Dieses Ergebnis stimmt mit der nach den Vorzeichen der einzelnen ökonomischen Variablen zulässigen Feststellung überein, daß die Wahlergebnisse für Bundes- und Landesregierungen von Veränderungen der Wirtschaftslage in entgegengesetzten Richtungen beeinflußt werden.

Die Koeffizienten der ökonomischen Variablen in den Modellen negativen Wahlverhaltens entsprechen trotz der allgemein niedrigeren Werte von  $R^2$  im großen und ganzen der Erwartung, daß sich Verschlechterungen der Wirtschaftslage stärker als Verbesserungen in den Stimmenverteilungen bei Bundes- und Landtagswahlen niederschlagen. Wenn man von der Gleichung für Landesregierungen absieht, gilt für die meisten Koeffizienten, daß sie im Modell negativen Wahlverhaltens bei gleichem Vorzeichen dem Betrag nach höher ausfallen als in den Vergleichsmodellen der Tabelle 22. Beide Befunde zusammengenommen bedeuten eine teilweise Bestätigung der Hypothese negativen Wahlverhaltens. Die Implikation, Fluktuationen in einer sich verbessernden Wirtschaftslage seien mit Wahlergebnissen unkorreliert, scheint allerdings unrichtig zu sein.

#### 4.4.4.2. Asymmetrische Reaktion

Dieser Erkenntnis kann man Rechnung tragen, indem man die Annahme des Modells negativen Wahlverhaltens, die Wähler reagierten nur auf Verschlechterungen der Wirtschaftslage, durch die Annahme ersetzt, sie reagierten auf Verschlechterungen und Verbesserungen *unterschiedlich*. In einem solchen Fall spricht man von „asymmetrischer Reaktion“. Die Hypothese asymmetrischer Reaktion läßt sich überprüfen, indem man zu jeder ökonomischen Variablen  $W$  eine weitere Variable  $\bar{W}$  definiert, für welche gilt  $\bar{W}_t = W_t$ , wenn sich die ursprüngliche Variable gegenüber  $t - 3$  bei Bundestagswahlen bzw. gegenüber  $t - 2$  bei Landtagswahlen verschlechtert hat, und  $\bar{W} = 0$ , wenn sie sich gegenüber dem Bezugswert verbessert hat oder gleichgeblieben ist (Kmenta 1971: 421 f.). Als Verschlechterung sollen dabei wieder Zunahmen der Arbeitslosigkeit oder der Inflationsrate oder Abnahmen des pro-Kopf Bruttoinlandsprodukts oder der Lohnquote gelten. Spe-



zifiziert man nun das Wahlergebnis als Reaktion auf  $W$  und auf  $\bar{W}$ , dann mißt der Koeffizient von  $W$  die Reaktion auf eine Verbesserung der Wirtschaftslage, und die Summe der Koeffizienten von  $W$  und  $\bar{W}$  mißt die Reaktion auf Verschlechterungen.

Die multiplen Determinationskoeffizienten und die Parameterschätzungen derartiger Modelle asymmetrischer Reaktion sind in den Tabellen 25, 26 und 27 mitaufgeführt. Aus den im letzten Abschnitt dargelegten Gründen kann ein asymmetrischer Effekt des Wirtschaftswachstums bei Bundestagswahlen nicht geschätzt werden. Die Modelle asymmetrischer Reaktion enthalten vier zusätzliche unabhängige Variablen, so daß ein Anstieg von  $R^2$  gegenüber den Vergleichsmodellen der Tabelle 22 allein aus diesem Grund zu erwarten ist. Bei Landtagswahlen tritt jedoch nur bei CDU/CSU und FDP ein derartiger Zuwachs in der erklärten Varianz auf, der überdies nur für die FDP statistisch signifikant ist. Für Landtagswahlen läßt sich somit das Fazit ziehen, daß die Hypothese unterschiedlicher Reaktionen auf Verbesserungen und Verschlechterungen der Wirtschaftslage nur für das Abschneiden der FDP voll bestätigt wird. Dabei ist das Ausmaß asymmetrischer Reaktion bei den verschiedenen ökonomischen Variablen unterschiedlich. Auf Verbesserungen und Verschlechterungen der Arbeitsmarktlage wird etwa gleich reagiert, bei Inflation und Einkommensverteilung ist die Reaktion auf Verschlechterungen viel stärker als auf Verbesserungen, für das Wirtschaftswachstum schließlich trifft das Modell des negativen Wahlverhaltens zu, denn Zunahmen des Sozialprodukts tangieren die FDP bei Landtagswahlen überhaupt nicht.

Die Ergebnisse von Bundestagswahlen werden durch Modelle asymmetrischer Reaktion für SPD, FDP und die Bundesregierung besser erklärt als durch die Modelle der Tabelle 22. Besonders stark ist der Zuwachs der gebundenen Varianz bei der FDP und der Bundesregierung, während er sich bei der SPD im Rahmen dessen hält, was bei Einführung von vier zusätzlichen unabhängigen Variablen ohnehin erwartet werden kann. Der Reihenfolge der Veränderungen in  $R^2$  entsprechen auch die Parameterschätzungen in Tabelle 26. Mit Ausnahme der Arbeitslosigkeit liegen die Koeffizienten in der Gleichung der CDU/CSU für Verbesserung und Verschlechterung nahe beieinander. Deutlich größer sind die Unterschiede in der Gleichung der SPD, und die Modelle für FDP und Bundesregierung weisen die stärksten Diskrepanzen auf. Fast ausnahmslos sind die Reaktionen auf Verschlechterungen der ökonomischen Situation stärker als auf Verbesserungen<sup>71</sup>. Die einzelnen Schätzergebnisse zeigen, daß asymmetrische Reaktionen auf

<sup>71</sup> Dieses Resultat widerspricht diametral demjenigen Kernells (1975) für die Vereinigten Staaten. Cf. 2.3.1.

Veränderungen der Wirtschaftslage bei Bundestagswahlen ebenso wie bei Landtagswahlen nach abhängigen Variablen differenziert erfolgen. Insgesamt gesehen allerdings scheinen asymmetrische Reaktionen bei Bundestagswahlen eine etwas größere Rolle zu spielen als bei Landtagswahlen.

Zum Vergleich mit dem Modell des negativen Wahlverhaltens ist zu sagen, daß die Parameterschätzungen der beiden Modelle bei Verschlechterungen der Wirtschaftslage in der Regel gut miteinander übereinstimmen. Insofern validieren sich die beiden Modelle gegenseitig. Es ist jedoch nicht korrekt, das Fehlen einer Beziehung zwischen Verbesserungen der Wirtschaftslage und Wahlergebnissen zu unterstellen, wie es das Modell negativen Wahlverhaltens tut. Bessere Erklärungen erhält man unter der Annahme gleicher Reaktionen auf alle Veränderungen der Wirtschaftslage. Bei einer ganzen Reihe von Kombinationen aus abhängigen und unabhängigen Variablen läßt sich die unerklärte Varianz in Wahlergebnissen am stärksten reduzieren, wenn man für Verbesserungen und Verschlechterungen der ökonomischen Situation Reaktionen unterschiedlicher Stärke zuläßt.

#### **4.5. Wirtschaftslage und Wahlen im föderativen Regierungssystem**

##### **4.5.1. Die Rolle von Landesregierungen bei Bundestagswahlen**

Im Abschnitt 4.2.1. wurde u. a. gezeigt (Tabelle 6), daß die Stimmenanteile der drei großen Parteien bei Bundes- und Landtagswahlen sich ohne Berücksichtigung einer eventuellen Regierungsbeteiligung besser durch ökonomische Variablen erklären lassen als unter der Annahme, daß ökonomische Verhältnisse, die einer Partei nützen, wenn sie an der Regierung ist, derselben Partei schaden, wenn sie sich in der Opposition befindet. Dieser Punkt soll hier und im folgenden Abschnitt nochmals aufgegriffen werden. Wir beginnen mit Bundestagswahlen, wobei nun aber die Regierungsbeteiligung im jeweiligen Bundesland im Vordergrund steht. Unsere Frage lautet also, ob die Zusammensetzung der jeweiligen Landesregierung sich auf die Beeinflussung des Bundestagswahlergebnisses des jeweiligen Bundeslandes durch die Wirtschaftslage auswirkt oder, anders formuliert, ob ein Teil der wirtschaftspolitischen Verantwortung bei Bundestagswahlen der jeweiligen Landesregierung zugeschrieben wird.

Diese Frage läßt sich zum einen angehen, indem man die Stimmenanteile der drei Parteien bei Bundestagswahlen als Regierungsparteien in den jeweiligen Bundesländern untersucht. Zu diesem Zweck werden die Vorzeichen der ökonomischen Variablen umgekehrt, wenn immer sich eine bestimmte Partei in einem bestimmten Bundesland in der

Opposition befindet. Dahinter steht die Annahme, daß den Parteien einer Landesregierung schadende ökonomische Entwicklungen denselben Parteien zugute kommen, wenn sie in anderen Ländern oder zu anderen Zeitpunkten die parlamentarische Opposition stellen. Zu Vergleichszwecken werden entsprechende Modelle auch nochmals für die im Bund regierenden Parteien geschätzt, wobei die Beteiligung an der Bundesregierung über die Vorzeichen der ökonomischen Variablen entscheidet. Die ökonomischen Variablen werden als Differenzen über drei Jahre vor der Wahl hinweg definiert, weil Messung über dieses Intervall in 4.3.3.1. die unerklärte Varianz am stärksten reduzierte.

Tabelle 28

**Werte von  $R^2$  für Modelle mit Berücksichtigung der Beteiligung an Bundes- und Landesregierungen bei Bundestagswahlen (N = 68)**

Abhängige Variable	Nur verzögerte abhängige Variable	Unabhängige Variablen		
		Zusätzlich Veränderung der vier ökonomischen Variablen über drei Jahre	Vorzeichen der ökonomischen Variablen umgekehrt	
			wenn Partei im Bund in Opposition	wenn Partei im Land in Opposition
CDU/CSU .....	0,49	0,90	0,88	0,55
SPD .....	0,83	0,91	0,90	0,83
FDP .....	0,21	0,58	0,52	0,23

Die multiplen Determinationskoeffizienten der Tabelle 28 erlauben recht eindeutige Aussagen über die Rolle der Zusammensetzung von Bundes- und Landesregierungen bei Bundestagswahlen. Die allerbesten Erklärungen durch die Wirtschaftslage erhält man für die Stimmenanteile der Parteien unter Vernachlässigung ihrer Regierungsbeteiligung auf allen Ebenen. Die Hypothese, daß die Beteiligung an der Bundesregierung über die Richtung der Zusammenhänge zwischen ökonomischen Variablen und Stimmenanteilen der Parteien bei Bundestagswahlen entscheide, liefert konsistent schlechtere Erklärungen, was unter Verwendung von etwas anders definierten unabhängigen Variablen den Befund aus 4.2.1. repliziert. Für die Regierungsbeteiligung in den einzelnen Bundesländern schließlich fällt auf, daß die Werte von  $R^2$  trotz Einbeziehung von vier ökonomischen Variablen gegenüber dem ausschließlich autoregressiven Modell kaum ansteigen. Die Beteiligung an Landesregierungen hat mithin praktisch keinen Einfluß auf die Ab-

hängigkeit von Bundestagswahlergebnissen von der Wirtschaftslage. Von dem Wohlgefallen oder Mißvergnügen über die wirtschaftliche Situation bleibt bei Bundestagswahlen an den im Land regierenden oder in der Opposition befindlichen Parteien so gut wie nichts hängen.

Dieser Befund läßt sich zum zweiten absichern, wenn man den Stimmenanteil der Regierung nicht für die Parteien der Bundesregierung, sondern für diejenigen der jeweiligen Landesregierungen definiert. Regrediert man diese derart definierten Stimmenanteile der Landesregierungen bei Bundestagswahlen nur auf die Werte der jeweils vorhergehenden Bundestagswahlen, dann erhält man ein  $R^2$  von 0,84, das durch zusätzliche Einbeziehung der über drei Jahre vor der Wahl berechneten Differenzen der vier ökonomischen Variablen nur auf 0,85 steigt. Die Vergleichswerte für den Stimmenanteil der Bundesregierung lauten 0,84 (Tabelle 10) und 0,96 (Tabelle 21). Damit steht fest, daß bei Bundestagswahlen die Wirtschaftslage wohl das Abschneiden der Bundesregierung und der Bundesparteien beeinflußt, daß sich andererseits aber die parteipolitische Zusammensetzung der Landesregierungen in diesen Zusammenhängen nicht niederschlägt.

#### 4.5.2. Die Rolle der Bundesregierung bei Landtagswahlen

Das wohl interessanteste Problem bei der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen ökonomischen Entwicklungen und Landtagswahlergebnissen lautet, ob die Wähler die Verantwortung für wirtschaftliche Zustände eher den im Bund oder den im jeweiligen Land Regierenden zuschreiben. Die Erwartung des „gesunden Menschenverstandes“ dürfte sein, daß Mitgliedschaft in der Bundesregierung die Empfindlichkeit einer Partei gegenüber der Wirtschaftslage im jeweiligen Bundesland verstärken sollte, weil Landtagswahlen angesichts der geringeren konjunkturpolitischen Gestaltungsmöglichkeiten der Landesregierungen unter dem ökonomischen Aspekt den Charakter von „Testwahlen“ für die amtierende Bundesregierung tragen könnten (Kaltefleiter 1976 a). Die Untersuchung zu dieser Fragestellung folgt völlig dem im letzten Abschnitt beschriebenen Verfahren mit dem Unterschied, daß wir mit Landtagswahldaten und — entsprechend den Ergebnissen von 4.4.3.1. — mit Veränderungen der ökonomischen Variablen über zwei Jahre vor der Wahl hinweg arbeiten.

Aus Tabelle 29 geht eindeutig hervor, daß sich das Abschneiden der Parteien bei Landtagswahlen nicht besser erklären läßt, wenn der Effekt der Wirtschaftslage nach ihrer Regierungsbeteiligung in Bund und Ländern differenziert wird. Die einzige Ausnahme stellt die FDP dar, deren Stimmenanteil unter Berücksichtigung ihrer Regierungs-

Tabelle 29

Werte von  $R^2$  für Modelle mit Berücksichtigung der Beteiligung an Bundes- und Landesregierungen bei Landtagswahlen (N = 64)

Abhängige Variable	Nur verzögerte abhängige Variable	Unabhängige Variablen		
		Zusätzlich Veränderung der vier ökonomischen Variablen über zwei Jahre	Vorzeichen der ökonomischen Variablen umgekehrt	
			wenn Partei im Bund in Opposition	wenn Partei im Land in Opposition
CDU/CSU .....	0,58	0,71	0,64	0,63
SPD .....	0,72	0,83	0,81	0,80
FDP .....	0,26	0,49	0,36	0,53

beteiligung durch ökonomische Variablen etwas besser erklärt werden kann. Dies gilt allerdings für die Regierungsbeteiligung der FDP im betreffenden *Bundesland*, nicht im Bund. Von dieser einen Ausnahme abgesehen ist als Ergebnis festzuhalten, daß die Stimmenanteile der Parteien bei Landtagswahlen sich allein durch die Stimmenanteile bei der vorigen Wahl und die Entwicklung der Wirtschaftslage im Land mindestens ebenso gut erklären lassen wie durch zusätzliche Differenzierung der Wirkungsweise der ökonomischen Variablen nach Regierungsbeteiligung in Bund und Ländern. Es trifft mithin nicht unbedingt zu, daß eine Partei, die bei Landtagswahlen unter einer bestimmten Wirtschaftslage leidet, wenn sie an der Bundesregierung beteiligt ist, von derselben Wirtschaftslage bei Landtagswahlen profitiert, wenn sie im Bund in Opposition steht. Erklärungskräftiger ist die Hypothese, daß die einzelnen Parteien in den Ländern von bestimmten ökonomischen Entwicklungen unabhängig davon stets gleich betroffen werden, ob sie nun im Bund die Opposition oder die Regierung stellen.

Dieser Befund läßt sich wiederum absichern, wenn man den Stimmenanteil der Regierung nicht für die Parteien der Landesregierung, sondern für diejenigen der jeweiligen Bundesregierung definiert. Regrediert man diese derart definierten Stimmenanteile der Bundesregierung bei Landtagswahlen nur auf die Werte der jeweils letzten Landtagswahlen, erhält man ein  $R^2$  von 0,80, das durch zusätzliche Einbeziehung der über zwei Jahre vor der Wahl berechneten Differenzen der vier ökonomischen Variablen nur auf 0,81 steigt. Die Vergleichswerte für die Stimmenanteile von Landesregierungen lauten 0,83 und 0,91. Damit gilt spiegelbildlich zum Ergebnis des letzten Abschnittes,

daß die die Bundesregierung tragenden Parteien nicht — wie man vielleicht erwarten könnte — bei Landtagswahlen konsistent für Verschlechterungen der Wirtschaftslage bestraft und für Verbesserungen belohnt werden. Der vergleichsweise komplexe Transfer wirtschaftspolitischer Verantwortung zwischen den beiden Ebenen des föderativen Systems scheint nach diesen Resultaten in keiner Richtung stattzufinden. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß in diesem und im letzten Abschnitt Regierungsbeteiligung in Bund und Ländern voneinander isoliert untersucht wurden. Es soll nun versucht werden, möglichen Interaktionseffekten auf die Spur zu kommen.

#### 4.5.3. Regierungsbeteiligung in Bund und Ländern

Derartige Interaktionseffekte könnten etwa darin zum Ausdruck kommen, daß der Stimmenanteil einer im Bund regierenden Partei in den einzelnen Bundesländern von der Wirtschaftslage je nach dem andersartig beeinflußt wird, ob diese Partei im jeweiligen Bundesland an der Regierung beteiligt ist oder nicht. Um diese Fragestellung zu analysieren, ist es angezeigt, die gesamte Fallmenge der Bundes- und Landtagswahlen nach der Regierungsbeteiligung der einzelnen Parteien auf beiden Ebenen aufzuteilen. Wir haben dabei vier Fälle zu unterscheiden, daß nämlich eine bestimmte Partei bei einer bestimmten Wahl sowohl im Bund wie im Land, im Bund aber nicht im Land, im Land aber nicht im Bund, schließlich weder im Bund noch im Land Regierungsverantwortung trägt. Tabelle 30 gibt an, in wieviele Bundes-

Tabelle 30

#### Regierungsbeteiligung der drei großen Parteien in Bund und Ländern bei Bundes- und Landtagswahlen seit 1953

Regierungs- beteiligung	Bundestagswahlen			Landtagswahlen		
	CDU/ CSU	SPD	FDP	CDU/ CSU	SPD	FDP
in Bund und Land . . . . .	30	15	17	28	17	21
im Bund, nicht im Land . . . . .	18	15	22	14	11	23
im Land, nicht im Bund . . . . .	11	19	20	11	20	11
weder im Bund noch im Land	9	19	9	11	16	9
Gesamt . . . . .	68	68	68	64	64	64

bzw. Landtagswahlen seit 1953 jede der drei großen bundesrepublikanischen Parteien als Regierungs- bzw. Oppositionspartei im Bund bzw. im Land gegangen ist.

Berechnet man die in 4.4.3.1. beschriebenen Regressionen für die drei Parteien bei Bundes- und Landtagswahlen nach diesen einzelnen Fallgruppen getrennt, so erhält man insgesamt 24 Gleichungen. Aus Tabelle 30 geht hervor, daß sie zum Teil aus sehr geringen Fallzahlen geschätzt werden müssen. Die vollständigen Schätzergebnisse werden zwecks Platzersparnis nicht wiedergegeben. Stattdessen versuchen wir, die relevante Information zu konzentrieren. Will man die relativen Gewichte der Regierungszugehörigkeit in Bund und Ländern für Bundes- und Landtagswahlen vergleichen, bietet es sich an, festzustellen, in welchem Umfang die Vorzeichen der Koeffizienten der ökonomischen Variablen davon tangiert werden, wenn man die Regierungsbeteiligung auf der einen Ebene konstant hält und auf der anderen Ebene variiert.

Die Zugehörigkeit zu Landesregierungen läßt sich für jede Partei kontrollieren, wenn man die Vorzeichen der ökonomischen Variablen in ihrer Gleichung bei Beteiligung sowohl an Bundes- wie an Landesregierungen mit denjenigen in ihrer Gleichung als Regierungspartei im Land und Opposition im Bund vergleicht und ebenso diese Vorzeichen in ihren beiden Gleichungen gegenüberstellt, wenn sie im Land in Opposition steht und im Bund regiert bzw. nicht regiert. Entsprechend kann man die Beteiligung an der Bundesregierung kontrollieren. Bei vier ökonomischen Variablen und zwei Ausprägungen der konstant zu haltenden Regierungsbeteiligung vergleichen wir also jeweils acht Koeffizientenpaare miteinander. Die Anzahl der Vorzeichenänderungen mißt, in welchem Umfang in der Bundes- oder Landesregierung zu sein die Wirkung der ökonomischen Variablen auf die Stimmenanteile der einzelnen Parteien bei Bundes- und Landtagswahlen beeinflußt. Tabelle 31 gibt wieder, wie viele Koeffizienten der ökonomischen Variablen in den Gleichungen der drei Parteien bei Bundes- und Landtagswahlen das Vorzeichen wechseln, wenn bei gegebener Regierungsbeteiligung auf der einen Ebene diejenige der anderen Ebene variiert wird, und wie oft dabei Paare aus zwei signifikanten Koeffizienten mit entgegengesetzten Vorzeichen vorkommen.

Tabelle 31 hilft, die in den 24 neu geschätzten Modellen steckende Information für die Zwecke unserer Fragestellung zu organisieren. Wir wollen uns bei der Interpretation auf die in Tabelle 31 festgehaltenen Vorzeichenänderungen beschränken und unterschiedliche numerische Werte der Koeffizienten außer Acht lassen, da derartige Differenzen in Anbetracht der z. T. geringen Fallzahlen nicht als sehr zuverlässig angesehen werden können. Unser Ergebnis für Landtagswahlen läßt sich

Tabelle 31

**Zahl der Koeffizienten der ökonomischen Variablen (von insgesamt acht), die das Vorzeichen ändern, wenn Regierungsbeteiligung auf der einen Ebene konstant gehalten, auf der anderen variiert wird**

		Regierungsbeteiligung			
		im Bund variiert, im Land konstant		im Bund konstant, im Land variiert	
		insgesamt	davon signifikant <sup>a)</sup>	insgesamt	davon signifikant <sup>a)</sup>
Bundestags- wahlen	CDU/ CSU ..	5	5	1	0
	SPD ....	3	3	1	0
	FDP ....	2	0	2	0
Landtags- wahlen	CDU/ CSU ..	2	0	2	0
	SPD ....	2	0	1	0
	FDP ....	1	0	2	0

a) Signifikanzniveau: 0,05 bei zweiseitigem Test.

sehr kurz zusammenfassen: Die Befunde aus 4.2.1. und 4.5.2. werden insofern voll bestätigt, als das Abschneiden der drei großen bundesrepublikanischen Parteien bei Landtagswahlen mit der Wirtschaftslage immer gleich und unabhängig von ihrer Beteiligung an Bundes- oder Landesregierungen zusammenhängt. Zwar kehren sich die Vorzeichen einiger weniger Koeffizienten um, wenn man die Regierungsbeteiligung im Bund oder im Land variiert. Es handelt sich jedoch für keine Partei um mehr als zwei von acht Koeffizienten, und in keinem Fall sind statistisch signifikant von Null verschiedene Koeffizienten betroffen.

Für Bundestagswahlen erhalten wir kein ganz so eindeutiges Bild. Zwar wird das Resultat aus 4.5.1. repliziert, daß ihre Zugehörigkeit zur jeweiligen Landesregierung für den Zusammenhang zwischen dem Stimmenanteil einer Partei in einem bestimmten Bundesland bei Bundestagswahlen und der Wirtschaftslage ohne Bedeutung ist. Für die FDP gilt dasselbe auch für die Zugehörigkeit zur Bundesregierung. In den Gleichungen für CDU/CSU und SPD hingegen häufen sich Vorzeichenänderungen, wenn man bei Bundestagswahlen die Regierungsbeteiligung im Land konstant hält und die im Bund variiert. Mit einer Ausnahme sind alle beteiligten Koeffizienten signifikant von Null verschieden, so daß hier in der Tat Veränderungen vorzuliegen scheinen, die das Maß der üblichen, zufallsbedingten Schwankungen sprengen. Bei



beiden Parteien ist eine Konzentration der instabilen Koeffizienten auf bestimmte ökonomische Variablen festzustellen. Steigende Inflationsraten schaden bei Bundestagswahlen beiden Parteien, wenn sie in der Bundesregierung sind, andernfalls verbessern sie ihr Abschneiden — und zwar unabhängig von der Zugehörigkeit zur jeweiligen Landesregierung. Der CDU/CSU schadet ein Anstieg der Lohnquote, wenn sie die Bundesregierung führt, und kommt ihr in der Bundesopposition zugute. Für die SPD läßt sich die gleiche Beobachtung nur in solchen Bundesländern festhalten, in denen sie die Landesopposition stellt. Davon abgesehen sind diese Ergebnisse für die beiden großen Parteien komplementär, da sie sich ja mit der Ausnahme des Intermezzos der großen Koalitionen in der Regierungsverantwortung in Bund und Ländern stets abwechselten. Überdies decken sich diese Resultate mit den in 4.3.2. (Tabelle 13) und 4.4.3.1. (Tabelle 22) vorgelegten Schätzergebnissen für den Stimmenanteil der Bundesregierung, wonach steigende Inflationsraten und Lohnquoten sich darauf negativ auswirken. Die hier berichteten Befunde erweisen diese Beziehungen als Produkt der Abhängigkeit der Stimmenanteile der beiden großen Parteien von entsprechenden Entwicklungen.

Als vorläufiges Fazit kann somit festgehalten werden, daß die Feststellungen der letzten Abschnitte weitgehend als konfirmiert gelten dürfen. Die Abhängigkeit des Abschneidens der einzelnen Parteien bei Bundes- und Landtagswahlen von der Wirtschaftslage wird durch ihre eventuelle Regierungsbeteiligung auf der jeweils anderen Ebene praktisch nicht tangiert. Die durch die Vorstellung von Landtagswahlen als „Testwahlen“ implizierte komplexe Interaktion von Regierungsteilhabe in Bund und Ländern kann in der Wirkungsweise von ökonomischen Variablen auf die Stimmenanteile der Parteien bislang nicht nachgewiesen werden. Einzig die Führungsrolle in der Bundesregierung muß gegenüber den zuvor wiedergegebenen Resultaten in einem etwas anderen Licht gesehen werden. Bei Kontrolle der Regierungszugehörigkeit in den einzelnen Bundesländern scheint nämlich nicht mehr zuzutreffen, daß steigende Inflationsraten bei der Bundestagswahl ungeachtet der Regierungsverantwortung der SPD nützen und der CDU/CSU schaden. Vielmehr schaden sie in der Regel derjenigen der beiden großen Parteien, welche die Regierungspolitik im Bund verantwortet.

Bevor wir uns mit diesen Feststellungen zufrieden geben, wollen wir nochmals einen Blick auf den Einfluß der Regierungsteilhabe in Bund und Ländern auf den Zusammenhang von Wirtschaftslage und Landtagswahlergebnissen werfen. Es fällt nämlich auf, daß in den Gleichungen aller drei Parteien bei Landtagswahlen die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit und Inflation positiv sind, wenn die betreffende Partei im Bund in der Opposition und im Land in der Regierungsverantwortung

tung steht. Zwar handelt es sich durchweg um Koeffizienten, die ebenso wie die Vergleichswerte bei anderer Verteilung der Regierungsbeteiligung statistisch nicht signifikant sind, dennoch erinnert diese Beobachtung an den seit 4.3.2. konsistent ermittelten Befund, daß Landesregierungen — wenn auch schwach — von Arbeitslosigkeit und Inflation profitieren. Es liegt deshalb die Frage nahe, ob diese Beziehung nicht besonders ausgeprägt ist, wenn eine Landesregierung von der Oppositionspartei des Bundes geführt wird.

Dieses Problem läßt sich verfolgen, wenn man die Stimmenanteile der Landesregierungen auf die üblichen unabhängigen Variablen in zwei getrennten Gruppen von Landtagswahlen regrediert, und zwar diejenigen 39 Landtagswahlen, bei denen die Führungspartei der Bundes- und der Landesregierung dieselbe ist, und diejenigen 25 Landtagswahlen, bei denen dem nicht so ist. Wegen der stark unterschiedlichen Fallzahlen interessieren nicht multiple Determinationskoeffizienten etc., sondern ausschließlich die Koeffizienten von Arbeitslosigkeit und Inflation, für welche die aus allen 64 Wahlen berechneten Werte aus Tabelle 22 zum Vergleich zur Verfügung stehen. In der ersten Gruppe von Landtagswahlen lauten die Koeffizienten 0,003 für Arbeitslosigkeit und 0,51 für Inflation, in der letzteren Gruppe betragen die Werte 0,014 und 0,66. Die Vergleichswerte der Tabelle 22 sind 0,011 bzw. 0,59. Die Unterschiede zwischen den numerischen Werten der Koeffizienten sind nicht dramatisch, sie weisen aber in der Tat in die erwartete Richtung und bringen einen Zusammenhang zum Vorschein, der bislang mit anderen Ansätzen nicht entdeckt werden konnte: Eine von der Bundesopposition geführte Landesregierung profitiert von Inflation etwas stärker, von Arbeitslosigkeit wesentlich stärker als eine von der Kanzlerpartei geführte. Umgekehrt folgt daraus natürlich, daß eine Konsolidierung der Arbeitsmarktlage den Wahlchancen solcher Landesregierungen besonders schadet, die von der Bundesopposition gebildet werden. Wenn die Regierungsbeteiligung auf beiden Ebenen des föderativen Systems derart differenziert wird, läßt sich also doch eine gewisse Auswirkung auf den Zusammenhang von Wirtschaftslage und Landtagswahlergebnissen festhalten. Es ist allerdings hervorzuheben, daß dieser Effekt sich nicht in erhöhter Varianzreduktion, sondern in intuitiv plausibleren Werten der Regressionskoeffizienten niederschlägt.

#### **4.6. Prognose der Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 und der Landtagswahlen 1974 - 1976**

Es steht außer Frage, daß in den vorangehenden Abschnitten Modelle für den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen in der Bundesrepublik entwickelt worden sind, die im statistischen Sinn

gute Beschreibungen und Erklärungen liefern. Die Güte dieser Erklärungen läßt sich ablesen an den multiplen Determinationskoeffizienten der einzelnen geschätzten Modelle sowie an dem allgemeinen Fehlen größerer Probleme mit autokorrelierten Residuen. Eine weitere Illustration bietet Tabelle 32, in der für die zuletzt untersuchten 68 Bundestagswahlen und 64 Landtagswahlen die Standardabweichungen der abhängigen Variablen den Standardfehlern der Schätzung für rein autoregressive Modelle und für die vollständigen Modelle der Tabelle 22 unter zusätzlicher Berücksichtigung von Arbeitslosigkeit, Inflation, Wirtschaftswachstum und Einkommensverteilung gegenübergestellt sind. Ein Vergleich dieser Werte zeigt, in welchem Umfang der erwartete Fehler sinkt, wenn wir den Wert einer bestimmten abhängigen Variablen in einem bestimmten Zeitpunkt nicht mehr nur aus ihrem Mittelwert, sondern auch aus ihrem vorhergehenden Wert und schließlich zusätzlich auch aus den Werten der ökonomischen Variablen vorhersagen.

Tabelle 32

**Standardabweichungen der abhängigen Variablen und Standardfehler der Schätzung für rein autoregressive und vollständige Modelle (in Prozent)**

Abhängige Variable	Bundestagswahlen 1953 - 1976			Landtagswahlen 1952 - 1976		
	Standardabweichung	Standardfehler der Schätzung		Standardabweichung	Standardfehler der Schätzung	
		nur verzögerte abhängige Variable	vollständiges Modell		nur verzögerte abhängige Variable	vollständiges Modell
CDU/CSU ....	6,6	5,6	2,3	7,8	5,9	4,4
SPD .....	7,6	3,4	2,4	8,0	4,7	3,7
FDP .....	2,9	2,6	1,9	2,9	2,6	2,1
Regierung ....	13,7	5,6	2,8	13,4	6,1	5,4

Dabei bezeichnet „vorhersagen“ allerdings keine echten Prognosen in die Zukunft, sondern eine post festum erfolgende Ableitung vom jeweiligen Modell implizierter Werte, die den tatsächlichen Realisationen gegenübergestellt werden können. „Unecht“ sind solche post festum „Vorhersagen“, die auch als „Postdiktionen“ oder „Retrodiktionen“ bezeichnet werden, weil die zur „Vorhersage“ verwandte und durch das betreffende Modell wiedergegebene Gesetzmäßigkeit zuvor unter anderem aus den Begleitumständen des vorherzusagenden Ereignisses

ermittelt wird. Derartige „Postdiktionen“ für die Bundestagswahl 1976 und die Landtagswahlen 1974 - 1976 aus den etwa im Abschnitt 4.4.3.1. geschätzten Modellen abzuleiten, ist trivial und bringt wenig zusätzliche Information über die Güte dieser Modelle.

Im Gegensatz dazu erlaubt der Vergleich „echter“ Prognosen mit der Realität das wohl beste Urteil über die Güte und den Bewährungsgrad eines Modells. Unter einer „echten“ Prognose soll dabei eine Vorhersage verstanden werden, die aufgrund einer Gesetzmäßigkeit zustande kommt, die durch Beobachtung anderer Ereignisse als des zu prognostizierenden etabliert wurde. In diesem Sinn wäre es als eine „echte“ Prognose anzusehen, wenn zu gegebener Zeit aus den Modellen der Tabelle 22, dem Ergebnis der Bundestagswahl 1976 und der wirtschaftlichen Entwicklung von 1976 bis 1980 das Ergebnis der Bundestagswahl von 1980 vorhergesagt würde. Vergleichbare Prognosen für die Bundestagswahl 1976 bzw. für die Landtagswahlen 1974 - 1976 können wir erhalten, wenn wir uns im Gedankenexperiment vor diese Wahlen zurückversetzen. Wir können dann die den Modellen der Tabelle 22 entsprechenden Prognosegleichungen aus allen Wahlen bis einschließlich 1972 schätzen und daraus sowie aus den Ergebnissen der jeweils letzten Wahl bis 1972 und der ökonomischen Entwicklung in der darauffolgenden Legislaturperiode als Randbedingungen die Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 und der Landtagswahlen in der siebten Legislaturperiode des Bundestages vorhersagen. Die bekannten tatsächlichen Stimmenverteilungen bei diesen Wahlen ermöglichen dann festzustellen, inwiefern die bis einschließlich 1972 aufgefundenen Zusammenhänge zwischen Wirtschaftslage und Wahlergebnissen zeitlich invariant sind und damit Gültigkeit nicht nur zur Beschreibung vergangener Beziehungsmuster, sondern auch zur Vorhersage künftiger Wahlausgänge besitzen.

Um den Beitrag der einzelnen unabhängigen Variablen zur Qualität der Prognosen beurteilen zu können, werden derartige „echte“ Prognosen für die Bundes- und Landtagswahlen der Jahre 1974 bis 1976 nicht nur aus den vollständigen Modellen berechnet, die neben den verzögerten abhängigen Variablen alle vier ökonomischen Variablen enthalten. Daneben werden auch Prognosen mittels ausschließlich autoregressiver Modelle erstellt, die ein bestimmtes Wahlergebnis nur als Funktion des vorhergehenden Ergebnisses auffassen. Dann werden in vier weiteren Schritten zusätzlich Arbeitslosigkeit, dann Inflation, dann das wirtschaftliche Wachstum und schließlich die Einkommensverteilung in die Schätzung der Prognosegleichungen bis einschließlich 1972 und in die Vorhersage der nachfolgenden Wahlergebnisse mit einbezogen. Für jede abhängige Variable erhalten wir somit in jedem Bundesland fünf „echte“ Vorhersagenwerte für jede Wahl von 1974 bis 1976. Diesen

stellen wir zu Vergleichszwecken aus den Modellen der Tabelle 22 berechnete unechte Postdiktionen und die „naivste“ aller möglichen Vorhersagen zur Seite, die bei Abwesenheit aller weiteren Information lautet, daß das Ergebnis einer zukünftigen Wahl mit demjenigen der letzten vorangehenden Wahl identisch sein solle.

Die Güte der Annäherung der tatsächlichen Wahlergebnisse durch diese insgesamt sieben echten oder unechten Prognosewerte wird nach zwei Kriterien beurteilt. Zum ersten zählen wir bei der Bundestagswahl von 1976 und den Landtagswahlen der Jahre 1974 bis 1976 die Anzahl der Bundesländer aus, in denen die Veränderung der einzelnen abhängigen Variablen gegenüber der jeweils vorhergehenden Wahl der Richtung nach korrekt vorhergesagt wird. Dieses Kriterium ist natürlich nicht anwendbar auf die „naive“ Prognose, daß alles beim alten bleibt. Für die sechs übrigen Prognoseverfahren sind die entsprechenden Ergebnisse in Tabelle 33 wiedergegeben.

Zum zweiten untersuchen wir unmittelbar die numerischen Werte der Prognosefehler, also der Differenzen zwischen den tatsächlichen und den vorhergesagten Werten der abhängigen Variablen. Dabei haben wir zu berücksichtigen, daß die Prognose für eine bestimmte abhängige Variable für die Bundestagswahl 1976 aus zehn verschiedenen Werten, für die Landtagswahlen aus elf verschiedenen Werten besteht, da wir ja Wahlergebnisse pro Bundesland als Analyseeinheit verwenden. Um den Prognosefehler einer bestimmten Voraussagegleichung für eine bestimmte abhängige Variable zu quantifizieren, müssen wir also jeweils 10 bzw. 11 derartige Differenzen zusammenfassen. Dies könnte man durch Berechnung der arithmetischen Mittel der Beträge der Voraussagefehler tun. Eine alternative Berechnungsformel läßt sich aus der Überlegung ableiten, daß in der zweidimensionalen Ebene aus Voraussagen und Realisationen die Winkelhalbierende die Idealgerade perfekter Prognosen darstellt. Die Streuung um diese Idealgerade kann optimal durch die Standardabweichung von dieser Geraden gemessen werden, die als die Wurzel aus dem mittleren quadrierten Prognosefehler definiert ist. Wir bezeichnen dieses Maß als  $WMQF$ . Die Formel zu seiner Berechnung lautet

$$WMQF = \left( \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L (\text{Prognose}_i - \text{Realisation}_i)^2 \right)^{1/2}$$

wobei  $i$  das  $i$ -te Bundesland und  $L$  die Gesamtzahl der Bundesländer bezeichnet, über die hinweg die Güte der Prognose zu bestimmen ist. Die Werte dieses Maßes  $WMQF$  sind für die Bundestagswahl 1976 und die Landtagswahlen der Jahre 1974 bis 1976 für alle Kombinationen aus Prognoseverfahren und abhängigen Variablen in Tabelle 34 wie-

**Tabelle 33: Anzahl der Bundesländer, in denen die Richtung der Veränderung gegenüber dem Ergebnis der letzten Wahl korrekt prognostiziert wird**

Wahlen	Abhängige Variable	Prognose nur aus letztem Wahlergebnis	<i>zusätzlich</i>				Postdiktion
			Arbeitslosigkeit	Inflation	Wirtschaftswachstum	Einkommensverteilung	
Bundestagswahl 1976 (10 Länder)	CDU/CSU .....	7	6	2	10	10	10
	SPD .....	0	0	0	2	0	10
	FDP .....	5	6	6	7	6	6
	Regierung .....	0	0	8	1	10	10
Landtagswahlen 1974 - 1976 (11 Länder)	CDU/CSU .....	5	8	9	10	10	9
	SPD .....	7	7	7	6	6	7
	FDP .....	9	6	8	8	8	8
	Regierung .....	8	5	5	5	5	7

Tabelle 34: Über alle Bundesländer hinweg berechnete Werte von WMQF (in %) für alle Kombinationen aus Prognoseverfahren und abhängigen Variablen

Wahlen	Abhängige Variable	„Naive“ Prognose	Prognose nur aus letztem Wahlergebnis	zusätzlich				Postdiktion
				Arbeits- losigkeit	Inflation	Wirt- schafts- wachstum	Ein- kommens- verteilung	
Bundestags- wahl 1976 (10 Länder)	CDU/CSU ....	3,2	3,6	4,1	6,0	9,1	2,3	1,2
	SPD .....	3,1	4,3	7,9	8,7	3,9	4,7	1,3
	FDP .....	0,8	1,1	2,8	3,1	2,6	1,9	0,7
	Regierung ....	3,3	5,5	13,4	3,0	5,2	8,4	1,1
Landtags- wahlen 1974 - 1976 (11 Länder)	CDU/CSU ....	4,7	4,9	4,0	2,7	3,4	3,4	2,9
	SPD .....	3,7	3,7	3,6	3,4	3,4	3,4	3,2
	FDP .....	2,6	1,9	2,7	2,1	2,3	2,3	2,0
	Regierung ....	3,7	3,5	4,3	6,1	6,1	5,2	3,9

dergegeben. Sie fassen insgesamt die Differenzen zwischen 588 einzelnen Prognosewerten und den entsprechenden tatsächlichen Wahlergebnissen in den Bundesländern zusammen. Auf die Wiedergabe dieser vollständigen Voraussageergebnisse muß aus Platzgründen verzichtet werden.

Nach diesen methodologischen Präliminarien sind wir nun in der Lage, zur Beurteilung der Güte der Prognoseergebnisse überzugehen. Wir beginnen mit den Landtagswahlen der Jahre 1974 bis 1976. Tabelle 33 zeigt, daß die Richtung der Veränderungen der Stimmenanteile der Landesregierungen gegenüber der jeweils letzten vorangehenden Landtagswahl am besten prognostiziert wird, wenn man die vier ökonomischen Variablen völlig außer Acht läßt. Aus Tabelle 34 geht überdies hervor, daß die Stimmenanteile am besten unter der Annahme vorhergesagt werden, daß sie nur vom Vorwahlergebnis abhängen. Die zweitbesten Prognosen ergibt die Annahme, gegenüber der letzten Landtagswahl ändere sich gar nichts. Sogar die Postdiktion, die ja auch aufgrund der Beziehungen zwischen Wirtschaftslage und Landtagswahlergebnissen 1974 bis 1976 zustande kommt, fällt gegen diese beiden einfachen aber „echten“ Vorhersagemethoden ab. Wenn man als Kriterien für die Akzeptierbarkeit einer Prognose betrachtet, daß sie erstens einen geringeren Fehler aufweisen muß als die naive Annahme überhaupt keiner Veränderung und zweitens die Richtung der Veränderungen gegenüber der letzten Wahl genauer treffen muß als die Annahme einer ausschließlich autoregressiven Entwicklung der Wahlergebnisse, dann ist der Versuch als gescheitert zu werten, das Abschneiden der Landesregierungen bei den Landtagswahlen von 1974 bis 1976 aus der wirtschaftlichen Entwicklung der vorangehenden Jahre vorauszusagen.

Etwas anders sieht das Bild bei den Stimmenanteilen der drei großen Parteien aus. Die Richtungen ihrer Veränderungen gegenüber der letzten Wahl werden im Mittel aller drei Parteien durch ökonomische Variablen einbeziehende Modelle ebensogut wie in der Postdiktion und besser als in der nur auf dem letzten Wahlergebnis aufbauenden Prognose vorhergesagt. Eine Ausnahme stellt die nur das Vorwahlergebnis und die Arbeitsmarktlage berücksichtigende Prognosegleichung dar, die in der Zahl der richtig vorhergesagten Veränderungen bei CDU/CSU und FDP gegenüber den vollständigeren Modellen abfällt. Berücksichtigt man zusätzlich die in Tabelle 34 wiedergegebenen mittleren Prognosefehler, dann wird deutlich, daß die insgesamt genauesten Vorhersagen für alle drei Parteien aus demjenigen Modell abgeleitet werden können, das neben dem Ergebnis der letzten Wahl die Entwicklung der Arbeitslosigkeit und des Preisniveaus zur Prognose verwendet.



Zwar läßt sich die Richtung der Veränderung des CDU/CSU-Stimmenanteils durch Einbeziehung von weiteren ökonomischen Variablen in einem weiteren Bundesland richtig voraussagen, dabei nimmt aber die Genauigkeit der Prognosen ab. Die Güte der Voraussagen der optimalen Prognosegleichungen liegt für alle drei Parteien in derselben Größenordnung wie die Qualität der Postdiktionen mittels der vollständigen Modelle der Tabelle 22 und sie übertrifft diejenigen der „naiven“ und der nur aus dem vorherigen Wahlergebnis berechneten Prognosen. Damit läßt sich für die Stimmenanteile der drei großen bundesrepublikanischen Parteien bei den Landtagswahlen zwischen 1974 und 1976 festhalten, daß sie sich durch Vorwahlergebnisse und die Entwicklung von Arbeitslosigkeit und Inflation erfassende Prognosegleichungen deutlich genauer voraussagen lassen als durch einfachere oder komplexere Modelle. Ganz besonders gilt das für die CDU/CSU. Entsprechend prognostizierte und tatsächliche Wahlergebnisse für die drei Parteien sowie die Voraussagefehler sind länderweise in Tabelle 35 wiedergegeben.

Wenden wir uns nun der Bundestagswahl von 1976 zu. Aus Tabelle 34 geht eindeutig hervor, daß für den Stimmenanteil der Bundesregierung von den vier Modellen, die neben dem Vorwahlergebnis auch ökonomische Variablen berücksichtigen, nur dasjenige akzeptable Vorhersagen liefert, das auch schon für die Stimmenanteile der Parteien bei Landtagswahlen als optimales Prognosemodell identifiziert wurde. Die Richtung der Veränderung im Vergleich zur vorigen Wahl wird in acht von zehn Bundesländern richtig vorhergesagt; der mittlere Fehler der Vorhersage liegt mit drei Prozent etwas unter demjenigen der ganz naiven Prognose — allerdings deutlich über demjenigen der Postdiktion. Die Ergebnisse sind länderweise in Tabelle 36 aufgeführt.

Komplizierter ist die Interpretation der Resultate für die Stimmenanteile der drei Parteien bei der Bundestagswahl 1976. Bei allen dreien ist die Qualität der Postdiktion beachtlich. Anders sieht es aus, wenn man echte Vorhersagen aus Modellen ableitet, bei deren Schätzung der Zusammenhang zwischen der aktuellen Wirtschaftslage und den Ergebnissen der achten Wahl zum Deutschen Bundestag unberücksichtigt bleibt. Im Gegensatz zu den Landtagswahlen während der siebten Legislaturperiode des Bundestags erhält man die relativ besten Prognosen aus vollständigen Modellen, die nicht nur Arbeitslosigkeit und Inflation, sondern auch Wirtschaftswachstum und Einkommensverteilung einbeziehen. Dies gilt sowohl nach den Werten von *WMQF* wie auch nach der Zahl der Bundesländer, für welche die Richtung der Stimmenverschiebung gegenüber der vorigen Wahl richtig vorausgesagt wird. Allerdings ist für SPD wie FDP zu unterstreichen, daß selbst

noch die beste mit Hilfe der ökonomischen Variablen errechnete Prognose deutlich ungenauer ist als die simple Annahme, daß sich im Vergleich zur Bundestagswahl von 1972 überhaupt nichts ändert. Die vier ökonomischen Variablen tragen zur Verbesserung dieser naiven Prognosen überhaupt nichts bei.

Im Fall der SPD kommt hinzu, daß ihre deutlichen Stimmenverluste in allen Bundesländern gegenüber 1972 durch kein einziges Modell auch nur der Richtung nach halbwegs adäquat vorhergesagt werden. Drei Erklärungen dafür bieten sich an: Zum ersten könnten die starken Einbußen der SPD bei der Bundestagswahl von 1976 auf nicht-ökonomische Drittvariablen zurückzuführen sein. Zweitens könnte der bis einschließlich 1972 bestehende Zusammenhang zwischen dem Abschneiden der SPD und der Wirtschaftslage sich in den letzten Jahren drastisch verändert haben, so daß die Bundestagswahl 1976 gewissermaßen als „critical election“ (Key 1955) aufzufassen wäre. Diesem Problem können wir — zumindest was die Rolle der Arbeitslosigkeit angeht — im folgenden Kapitel etwas nachgehen. Die dritte Erklärung schließlich wäre, daß nicht etwa 1976, sondern schon 1972 der SPD ein vorwiegend nicht-ökonomisch bedingtes, exzeptionelles Resultat gebracht hat, das die Schätzung der Vorhersagegleichung verzerrt. Wie dem auch sei, man kann nicht umhin festzuhalten, daß zwar der Anteil der für die gesamte Bundesregierung bei der Bundestagswahl von 1976 abgegebenen Stimmen durch die Entwicklung der Arbeitslosigkeit und des Preisniveaus halbwegs genau vorhergesagt werden kann, daß dies aber für die beiden sie tragenden Parteien einzeln nicht möglich ist.

Die CDU/CSU-Opposition unterscheidet sich insofern von den beiden Regierungsparteien. Das vollständige Modell, das alle vier ökonomischen Variablen enthält, liefert in allen Bundesländern der Richtung der Veränderung nach korrekte Prognosen (Tabelle 36), deren Genauigkeit zwar nicht an die der Postdiktation heranreicht, die der naiven Prognose aber deutlich übertrifft. Unabhängig von der Möglichkeit, daß der Zusammenhang zwischen der Wirtschaftslage und dem Stimmenanteil der CDU/CSU sich 1976 gegenüber früheren Bundestagswahlen verändert haben könnte, darf man mithin doch sagen, daß ein Teil ihrer Gewinne bei der Bundestagswahl von 1976 den bei den früheren Wahlen beobachteten Zusammenhängen entspricht. Da der Stimmenanteil der CDU/CSU in allen Bundesländern etwas unterschätzt wird, läßt sich folgern, daß nach den bis einschließlich 1972 registrierten Beziehungen der „Erdrutsch“ von 1976 von der SPD zur CDU/CSU nur zum Teil mit der Entwicklung der hier berücksichtigten ökonomischen Indikatoren zusammenhängt. Dasselbe gilt für die außergewöhnlich starken Stimmengewinne in Bayern.

Tabelle 35

**Prognosen, tatsächliche Ergebnisse und Voraussagefehler (in %) bei den Landtagswahlen 1974 - 1976**

Partei	Bundesland	Prognose	Wahlergebnis		Voraus- sage- fehler
			1974 bis 1976	1970 bis 1972	
CDU/ CSU	Schleswig-Holstein ....	42,6	42,2	42,4	- 0,4
	Hamburg .....	31,1	33,5	25,0	2,3
	Niedersachsen .....	38,2	41,3	36,2	3,2
	Bremen .....	31,9	28,9	26,6	- 3,0
	Nordrhein-Westfalen ...	38,2	40,6	34,5	2,4
	Hessen .....	37,6	40,6	34,1	2,9
	Rheinland-Pfalz .....	42,0	44,0	40,6	2,0
	Baden-Württemberg ...	47,4	43,2	42,2	- 4,2
	Bayern .....	45,2	48,4	45,9	3,2
	Saarland .....	42,5	43,9	42,1	1,4
Berlin .....	38,2	40,8	34,5	2,6	
SPD	Schleswig-Holstein ....	33,6	33,6	33,3	0,0
	Hamburg .....	41,1	37,1	42,1	- 4,1
	Niedersachsen .....	36,5	36,5	36,6	0,0
	Bremen .....	44,0	41,7	46,7	- 2,4
	Nordrhein-Westfalen ...	33,4	38,9	34,3	5,5
	Hessen .....	38,6	37,0	39,4	- 1,6
	Rheinland-Pfalz .....	33,1	31,5	32,9	- 1,6
	Baden-Württemberg ...	27,9	25,3	29,9	- 2,5
	Bayern .....	28,5	23,6	27,1	- 5,6
	Saarland .....	34,8	37,4	35,9	2,6
Berlin .....	44,6	39,6	45,5	- 5,1	
FDP	Schleswig-Holstein ....	4,9	6,0	3,1	1,1
	Hamburg .....	5,8	9,0	5,4	3,2
	Niedersachsen .....	4,8	6,0	3,5	1,1
	Bremen .....	7,3	11,1	6,0	3,7
	Nordrhein-Westfalen ...	6,6	5,8	4,1	- 0,8
	Hessen .....	7,6	6,3	8,6	- 1,3
	Rheinland-Pfalz .....	5,9	4,6	4,8	- 1,3
	Baden-Württemberg ...	10,0	5,9	7,1	- 4,0
	Bayern .....	5,4	4,1	4,5	- 1,3
	Saarland .....	6,4	6,6	3,9	0,2
Berlin .....	5,8	6,6	7,6	0,8	

Tabelle 36

**Prognosen, tatsächliche Ergebnisse und Voraussagefehler bei der  
Bundestagswahl 1976 (in %)**

Abhängige Variable	Bundesland	Prognose	Wahl- ergebnis		Voraus- sagefehler	
			1972	1976		
CDU/CSU	Schleswig- Holstein .....	39,3	40,2	38,1	0,9	
	Hamburg .....	32,8	33,0	30,9	0,2	
	Niedersachsen ...	40,2	41,4	39,1	1,2	
	Bremen .....	29,4	29,6	27,0	0,2	
	Nordrhein- Westfalen .....	38,9	40,8	37,7	1,9	
	Hessen .....	38,4	41,5	37,1	3,1	
	Rheinland-Pfalz ..	42,8	45,8	42,0	3,0	
	Baden- Württemberg ..	45,4	47,6	44,9	2,2	
	Bayern .....	49,5	54,0	49,5	4,5	
	Saarland .....	41,3	43,1	40,4	1,8	
	Regierung	Schleswig- Holstein .....	51,4	50,4	51,8	- 1,0
		Hamburg .....	62,2	57,8	60,9	- 4,4
		Niedersachsen ...	51,2	48,6	51,7	- 2,6
Bremen .....		65,2	59,9	63,3	- 5,3	
Nordrhein- Westfalen .....		53,3	50,1	53,5	- 3,2	
Hessen .....		54,0	50,2	54,0	- 3,8	
Rheinland-Pfalz ..		47,5	45,2	48,6	- 2,3	
Baden- Württemberg ..		42,4	40,7	44,3	- 1,6	
Bayern .....		36,5	35,1	39,5	- 1,4	
Saarland .....		50,5	49,1	51,1	- 1,4	

Kommen wir zu einer abschließenden Beurteilung der Versuche, die Brauchbarkeit der weiter oben geschätzten Modelle für echte Vorhersagen zu erkunden. Ohne jeden Zweifel liefern diese Modelle recht gute statistische Erklärungen post festum für alle abhängigen Variablen sowohl bei Bundes- wie auch bei Landtagswahlen. Tabelle 32 und die letzte Spalte von Tabelle 34 beweisen das ganz eindeutig. Statistische Erklärungen post festum eignen sich jedoch zur Vorhersage nur dann,

wenn die Beziehungen zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen raum-zeitlich relativ invariant sind. Ist diese Bedingung der annähernden Strukturkonstanz nicht erfüllt, dann liefern derartige Erklärungen nichts anderes als quantitative Beschreibungen der Idiosynkrasien des jeweiligen Datensatzes. Nach den vorliegenden Ergebnissen kann man davon ausgehen, daß die Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation einerseits und den Stimmenanteilen von CDU/CSU, SPD und FDP bei Landtagswahlen andererseits sich über das Jahr 1972 hinaus nicht grundlegend geändert haben. Bei Bundestagswahlen ist dies für die Stimmenanteile der CDU/CSU und der gesamten Regierungskoalition festzustellen. Ob diese Strukturkonstanz erhalten bleibt, wird sich anhand zukünftiger Wahlen ermitteln lassen. Für Landesregierungen und SPD und FDP bei Bundestagswahlen andererseits haben sich zwischenzeitlich immerhin so starke Veränderungen in der Abhängigkeit ihrer Stimmenanteile von der wirtschaftlichen Entwicklung eingestellt, daß Prognosen unter der Annahme der Strukturkonstanz keine akzeptablen Resultate bringen. Diese Unterschiede zwischen den einzelnen abhängigen Variablen bedürfen der Erklärung, die aber auch im folgenden Kapitel nicht gegeben werden kann. Wir werden dort nur die Besonderheiten bei der Bundestagswahl 1976 genauer beschreiben, soweit sie die Wirkung der Arbeitsmarktlage betreffen. Man sollte aber die wenig befriedigenden Prognosen für SPD und FDP bei der Bundestagswahl 1976 auch nicht überbewerten. Mißt man die bisher ermittelten Ergebnisse an den in 3.2. artikulierten Erkenntniszielen und -erwartungen, dann besteht allenfalls Anlaß zur Genugtuung darüber, daß doch immerhin für eine Reihe von zu erklärenden Variablen relativ robuste und in Prognosen validierte Abhängigkeiten von der Wirtschaftslage aufgezeigt werden konnten. Der vergleichsweise bescheidene Anspruch, quantitativ-historische Deskription zu liefern, darf wohl als eingelöst bezeichnet werden. Des weiteren lassen die Fälle recht präziser Voraussagen über das Jahr 1972 hinaus vermuten, daß die im Verlauf der quantitativen Deskription geschätzten Modelle zum Teil von realweltlichen Kausalstrukturen nicht allzu weit entfernt sind.

## **5. Arbeitslosigkeit und das Ergebnis der Bundestagswahl 1976**

### **5.1. Vorbemerkung**

Der Aufbau dieses fünften Kapitels folgt weitgehend demjenigen des vierten. Zunächst wird untersucht, ob die Anzahl der in 3.4.2. zur Beschreibung der Wahlergebnisse in den einzelnen Wahlkreisen definierten abhängigen Variablen weiter vermindert werden kann und ob die nachfolgenden Analysen nach Bundesländern differenziert werden müssen. Anschließend wird überprüft, wie empfindlich die inhaltlichen Ergebnisse über die Auswirkung der Arbeitslosigkeit auf den Ausgang der Bundestagswahl 1976 gegenüber verschiedenen Definitionen der unabhängigen Variablen sind. Es geht dabei um die Erklärungskraft der Arbeitslosenquote und ihrer Veränderungsraten zu verschiedenen Zeitpunkten sowie im Wahlkreis, im Bundesland und im gesamten Bundesgebiet, um die Bildung von Erwartungen in der Wählerschaft, um die Möglichkeit asymmetrischer Reaktionen und schließlich um die Existenz von Schwellenwerten, unterhalb derer die Wahlergebnisse durch die Arbeitsmarktlage nicht beeinflußt werden. Wir gehen dann wieder auf die Rolle des föderativen Aufbaus der Bundesrepublik ein, versuchen eine Prognose — oder genauer Postdiktion — des Ergebnisses der Bundestagswahl 1976 und analysieren die Einordnung der Arbeitsmarktlage in ein umfassenderes sozialstrukturelles Erklärungsmodell. Zum Abschluß wird mit den in 3.5.1.2. kurz erwähnten Verfahren experimentiert, die es erlauben sollten, aus den Aggregatwahlergebnissen Rückschlüsse auf das Wahlverhalten der Gruppe der arbeitslosen Wahlberechtigten abzuleiten. Unter methodologischem Gesichtspunkt sind zwei gewichtige Vorteile gegenüber dem vorigen Kapitel hervorzuheben. Zum einen sind die verfügbaren Fallzahlen hier sehr viel höher, zum anderen kann wegen des Querschnittscharakters der Daten das in 3.5.2.2.3. behandelte Problem autokorrelierter Fehler vernachlässigt werden.

### **5.2. Eingrenzung von Analyseeinheiten und abhängigen Variablen**

#### **5.2.1. Reduktion der Zahl der abhängigen Variablen**

Im Abschnitt 3.4.2. haben wir zwölf Größen definiert, welche das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 in den 223 Wahlkreisen charakterisieren sollen<sup>72</sup>. Es handelt sich um die Anteile der für CDU/CSU, SPD,

FDP und die Regierungskoalition aus SPD und FDP abgegebenen Stimmen an der Zahl der auf die vier großen Parteien entfallenden Wahlberechtigten in jedem Wahlkreis, den in derselben Einheit gemessenen Stimmenvorsprung der SPD und der Regierungskoalition vor der CDU/CSU-Opposition und schließlich um die Veränderungen dieser sechs Meßwerte gegenüber der Bundestagswahl von 1972. Diese zwölf Variablen werden alle in elf getrennten bundesweiten Regressionen auf die Arbeitslosenquoten der Monate September der Jahre 1972 bis 1976, auf die Arbeitslosenquote des Juni 1976 und auf die Veränderungen der Arbeitslosenquote des September 1976 gegenüber den fünf vorhergehenden Erhebungszeitpunkten regrediert. In die 66 Regressionen für die Stimmenanteile bzw. -vorsprünge bei der Bundestagswahl 1976 werden als zusätzliche Erklärungsvariablen die entsprechenden Werte bei der Bundestagswahl 1972 einbezogen, was völlig der Vorgehensweise im vierten Kapitel entspricht.

Allerdings ist dabei festzustellen, daß die Korrelationen zwischen Wahlkreisergebnissen der Bundestagswahlen von 1972 und 1976 extrem hoch sind. Über alle 223 Wahlkreise hinweg berechnet liegen sie mit Ausnahme der FDP nie unter 0,99. Da wir Querschnittsdaten analysieren, ist das gar nicht verwunderlich<sup>72</sup>, es folgt jedoch daraus, daß maximal zwei Prozent der Varianz unerklärt bleiben, in denen ein eventueller Effekt der Arbeitsmarktlage festgestellt werden könnte. Wir regredieren deshalb die sechs Stimmenanteile bzw. -vorsprünge bei der Bundestagswahl 1976 zusätzlich ausschließlich auf die elf verschiedenen Arbeitslosenquoten bzw. Veränderungen derselben. Damit stehen nochmals 66 und insgesamt 198 bundesweit ermittelte Regressionsergebnisse zur Verfügung, aufgrund derer beurteilt werden kann, ob und wie der Satz der abhängigen Variablen zu reduzieren ist.

Die Ergebnisse dieser Berechnungen lassen sich verbal so gut zusammenfassen, daß eine umfangreiche tabellarische Wiedergabe sich erübrigt. Für jede der 66 Kombinationen aus sechs abhängigen Variablen und elf Werten der Arbeitslosenquote in verschiedenen Zeitpunkten bzw. ihrer Veränderung über verschiedene Zeiträume hinweg stehen drei Schätzungen zur Verfügung, die nach der Richtung des Zusammenhangs zwischen Wahlergebnis und Arbeitslosigkeit verglichen werden können. Es handelt sich um die Regression des Wahlergebnisses von 1976 nur auf den jeweiligen Arbeitslosigkeitsindikator, die Regression dieses Ergebnisses auf dasjenige von 1972 und auf den jeweiligen Arbeitslosigkeitsindikator und schließlich um die Regression der Veränderung des Wahlergebnisses von 1976 gegenüber demjenigen

<sup>72</sup> Zur Begründung, warum das Universum aus 223 statt 248 Wahlkreisen besteht, cf. 3.4.1. und Anhang 8.2.

<sup>73</sup> Cf. 3.3.3.1.

von 1972 auf den jeweiligen Arbeitslosigkeitsindikator. Dabei zeigt sich, daß in keinem einzigen der 66 Vergleiche unterschiedliche Vorzeichen des Arbeitslosigkeitsindikators festgestellt werden. Es ist deshalb für die Richtung des inhaltlich interessierenden Zusammenhanges zwischen dem Ergebnis der Bundestagswahl 1976 und der Arbeitsmarktlage im Wahlkreis unerheblich, mit Hilfe welcher Modellspezifikation die Schätzung dieser Beziehung betrieben wird.

Dieser Spielraum erleichtert die nun fällige Entscheidung über den im folgenden zu verwendenden Ansatz ganz beträchtlich. Der Vergleichbarkeit mit der kombinierten Längs- und Querschnittanalyse des letzten Kapitels wegen ist es nämlich vorzuziehen, auch hier nicht die Veränderungen der Stimmenverteilung zwischen Wahlen, sondern die Stimmenanteile selbst als abhängige Variablen heranzuziehen. Da die inhaltlichen Ergebnisse zumindest der Richtung der Zusammenhänge nach von dieser Entscheidung nicht tangiert werden, steht dieser Option nichts im Wege. Allerdings stellt sich dann das oben erwähnte Problem, daß bei Einbeziehung des Vorwahlergebnisses auf der Seite der prädeterninierten Variablen stets derart hohe Werte des multiplen Determinationskoeffizienten erzielt werden, daß eine adäquate Gewichtung der zusätzlichen Effekte der einzelnen Werte der Arbeitslosenquote oder ihrer Veränderungen in der Zeit in der Residualvarianz kaum möglich ist. Wir entscheiden uns deshalb dafür, die Stimmenanteile bei der Bundestagswahl 1976 zunächst nur auf die verschiedenen Arbeitslosigkeitsindikatoren zu regredieren und das Problem einer alternativen Behandlung der Niveaueffekte — deren Kontrolle die Einbeziehung der verzögerten abhängigen Variablen ja vor allem dient — bis zum nächsten Abschnitt offen zu lassen.

Damit kommen wir zur weiteren Auswahl unter den drei Variablen, die das Abschneiden der sozialliberalen Bundesregierung bei der Bundestagswahl von 1976 messen, also ihrem Stimmenanteil, ihrem Stimmentvorsprung vor der Opposition und dem Stimmentvorsprung — oder besser Stimmentrückstand — der SPD gegenüber der CDU/CSU. Bereits in 3.4.2. wurde berichtet, daß diese drei Maße untereinander sehr hoch korrelieren (Tabelle 4). Bei den hier durchgeführten Regressionsanalysen ist dementsprechend zu beobachten, daß die Vorzeichen der Koeffizienten eines jeden der elf Arbeitslosigkeitsindikatoren in den Gleichungen für die drei Regierungsvariablen ausnahmslos übereinstimmen. Überdies sind die Werte von  $R^2$  für die elf Gleichungen für den Stimmenanteil der Koalition stets höher als die Werte für die entsprechenden Gleichungen für den Stimmentvorsprung der Koalition oder der SPD. Die Arbeitsmarktlage im Wahlkreis scheint sich also von den drei Regierungsvariablen am deutlichsten auf den Stimmenanteil der Bundesregierung auszuwirken, so daß im folgenden die gleichen



vier Variablen zur Beschreibung der Wahlergebnisse herangezogen werden können wie im vierten Kapitel.

### 5.2.2. Differenzierung der Analyse nach Bundesländern

Vor einer inhaltlichen Interpretation der bisher berechneten Ergebnisse soll untersucht werden, ob ebenso wie im vierten Kapitel die Beziehung zwischen den ökonomischen Indikatoren und den Wahlergebnissen durch die bundesweite Analyse adäquat erfaßt wird oder ob sie sich in den einzelnen Bundesländern differenziert darstellt. Zu diesem Zweck werden die oben beschriebenen 44 bivariaten Regressionen der verbliebenen vier abhängigen Variablen auf die 11 Arbeitslosigkeitsindikatoren für die einzelnen Bundesländer getrennt durchgeführt. Bremen, Hamburg und das Saarland bleiben wegen der geringen Zahl von Wahlkreisen zunächst ausgeklammert. Zur Platzersparnis werden diese 452 Regressionsgleichungen nicht detailliert wiedergegeben, sondern unter dem Aspekt der Abweichung vom Bundesergebnis zusammengefaßt. Tabelle 37 zeigt für alle Kombinationen aus Bundesländern und abhängigen Variablen, für wieviele der 11 Arbeitsmarktindikatoren bundesweit und landesweit geschätzte Koeffizienten unterschiedliche Vorzeichen aufweisen; Tabelle 38 gibt an, in wievielen dieser Fälle sowohl der bundesweit wie auch der landesweit mit entgegengesetztem Vorzeichen geschätzte Koeffizient statistisch signifikant von Null verschieden sind.

In den Tabellen 37 und 38 fällt zweierlei auf. Erstens konzentrieren sich die Abweichungen von den bundesweit ermittelten Zusammenhängen ganz eindeutig auf die drei Bundesländer Schleswig-Holstein, Rheinland-Pfalz und Bayern. 80 von 110 Koeffizienten mit „falschen“ Vorzeichen und 53 von 60 Koeffizienten mit signifikant „falschen“ Vorzeichen entfallen auf diese Länder. Im Vergleich dazu sind die Abweichungen in den übrigen Bundesländern bedeutungslos. Zum zweiten gilt diese Abweichung der drei genannten Bundesländer von den bundesweit beobachteten Beziehungen zwischen Arbeitsmarktlage und Wahlergebnissen nicht für die FDP. Von den insgesamt 77 für diese Partei auf Länderebene berechneten Koeffizienten haben nur 12 gegenüber dem Bundesergebnis „falsche“ und davon nur 4 signifikant „falsche“ Vorzeichen. Eine Konzentration auf bestimmte Bundesländer kann nicht festgestellt werden.

Daraus folgt, daß es zwar für die FDP statthaft ist, den Zusammenhang zwischen der Arbeitslosigkeit und ihrem Abschneiden bei der Bundestagswahl 1976 über alle Wahlkreise hinweg zu schätzen, nicht aber für CDU/CSU, SPD und die gesamte Regierungskoalition. Bei den letzteren würden bundesweite Analysen verschleiern, daß in einzelnen

Bundesländern gegenläufige Zusammenhänge mit der Situation auf dem Arbeitsmarkt bestehen. Allerdings ist das gegenteilige Extrem der den Tabellen 37 und 38 zugrundeliegenden länderweisen oder noch weiter desaggregierten Analyse auch nicht angezeigt, da eine saubere Partition der Bundesländer in zwei Gruppen festzustellen ist, in denen die Entwicklung der Arbeitslosigkeit auf die drei genannten Stimmenanteile genau entgegengesetzt wirkt. Soweit Schätzungen für Bremen, Hamburg und das Saarland angesichts der niedrigen Fallzahlen überhaupt als zuverlässig betrachtet werden können, folgen die in diesen Ländern beobachteten Beziehungen den bundesweit registrierten. Mit hin können sie zu der Gruppe der Bundesländer Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Hessen und Baden-Württemberg hinzugeschlagen werden.

Im folgenden könnte man nun die Abhängigkeit der Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung von der Arbeitsmarktlage getrennt für einerseits die Wahlkreise von Schleswig-Holstein, Rheinland-Pfalz und Bayern und andererseits diejenigen der sieben übrigen Bundesländer untersuchen. Man kann allerdings auch an der bundesweiten Analyse festhalten und dabei die Koeffizienten für die beiden Gruppen von Bundesländern separat schätzen, was den Vorteil hat, daß man keine Reduktion der Fallzahl in Kauf nehmen muß. Zu diesem Zweck definiert man zu jedem Arbeitslosigkeitsindikator eine weitere Variable, die in den Wahlkreisen von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein den Wert des entsprechenden Arbeitslosigkeitsindikators und in allen übrigen Wahlkreisen den Wert Null annimmt. Die drei erwähnten abhängigen Variablen werden über alle 223 Wahlkreise hinweg auf die ursprüngliche und die zusätzlich definierte Variable regrediert. Die Reaktion des Wahlergebnisses auf einen bestimmten Arbeitslosigkeitsindikator wird dann in den drei genannten Ländern durch die Summe der Koeffizienten der ursprünglichen und der zusätzlich definierten Variablen gemessen, in den übrigen Ländern nur durch den Koeffizienten der ursprünglichen Variablen.

Wenn wir nun die Wahlkreise der einzelnen Bundesländer erneut zur bundesweiten Analyse zusammenfassen wollen, dann müssen wir allerdings berücksichtigen, daß die Niveaus der verschiedenen abhängigen Variablen in den Bundesländern zum Teil stark voneinander abweichen. Dieser Tatsache wurde in den länderweisen Regressionen, deren Ergebnisse in den Tabellen 37 und 38 zusammengefaßt sind, durch die Schätzung länderspezifischer Absolutglieder und im vierten Kapitel durch die Einbeziehung der verzögerten abhängigen Variablen Rechnung getragen. Um diese unterschiedlichen Niveaus zu berücksichtigen, definieren wir für jedes Bundesland außer einem (Schleswig-Holstein) eine dichotomische Dummy-Variable, die für alle Wahlkreise

**Tabelle 37: Zahl der Koeffizienten mit gegenüber dem Bundesergebnis „falschem“ Vorzeichen pro Bundesland und abhängiger Variabler**

Abhängige Variable	Schleswig-Holstein	Niedersachsen	Nordrhein-Westfalen	Hessen	Rheinland-Pfalz	Baden-Württemberg	Bayern	Zusammen
CDU/CSU .....	6	3	3	5	6	4	7	34
SPD .....	9	0	0	2	10	0	10	31
FDP .....	3	2	1	1	3	1	1	12
Regierung .....	8	1	1	3	8	3	9	33
Zusammen .....	26	6	5	11	27	8	27	110

**Tabelle 38: Zahl der Koeffizienten mit gegenüber dem Bundesergebnis signifikant „falschem“ Vorzeichen pro Bundesland und abhängiger Variabler**

Abhängige Variable	Schleswig-Holstein	Niedersachsen	Nordrhein-Westfalen	Hessen	Rheinland-Pfalz	Baden-Württemberg	Bayern	Zusammen
CDU/CSU .....	4	0	0	0	4	1	5	14
SPD .....	7	0	0	1	7	0	7	22
FDP .....	1	2	0	0	1	0	0	4
Regierung .....	6	0	0	1	5	2	6	20
Zusammen .....	18	2	0	2	17	3	18	60

Signifikanzniveau: 0,05; zweiseitiger Test.

des betreffenden Landes den Wert eins und für alle übrigen Wahlkreise den Wert Null annimmt. Regrediert man nun eine bestimmte abhängige Variable bundesweit nur auf diese Bundesland-Dummies, gibt die Regressionskonstante den Mittelwert dieser abhängigen Variablen in den Wahlkreisen von Schleswig-Holstein an, und die Koeffizienten der Bundesland-Dummies messen die Abstände der über die Wahlkreise der einzelnen Bundesländer hinweg berechneten Mittelwerte der abhängigen Variablen vom schleswig-holsteinischen Mittelwert. Ohne diese Dummy-Variablen, die in ihrem Effekt einer Varianzanalyse entsprechen, liefe man Gefahr, einen Teil dieser Niveaueffekte durch die Arbeitsmarktlage zu erklären, was zu verzerrten Schätzungen der Koeffizienten der Arbeitslosigkeitsindikatoren führte. Andererseits vermeidet diese Lösung das bei der Einbeziehung des Ergebnisses der Bundestagswahl 1972 in die Querschnittuntersuchung auftretende Problem, daß kaum Residualvarianz übrig bleibt, in der ein Effekt der Arbeitsmarktlage sichtbar gemacht werden könnte.

Die Bedeutung dieser beiden Differenzierungen nach Bundesländern läßt sich leicht sichtbar machen. Zunächst regredieren wir die vier abhängigen Variablen nur auf die neun Bundesland-Dummies. Die oberste Zeile der Tabelle 39 zeigt, daß allein die länderspezifischen Mittelwerte der abhängigen Variablen, welche die Hochburgen-Traditionen der einzelnen Parteien widerspiegeln, zwischen 31 und 50 Prozent der Varianz in den Wahlkreisergebnissen binden. Bezieht man zusätzlich die elf verschiedenen Arbeitslosigkeitsindikatoren erst ohne und dann mit Trennung nach den beiden oben ermittelten Gruppen von Bundesländern ein, dann werden die zuvor nur anhand der Auszählung von Vorzeichenänderungen ermittelten Ergebnisse voll bestätigt. Für die FDP bringt diese Differenzierung gar nichts ein. In den übrigen abhängigen Variablen andererseits lassen sich Effekte der Arbeitsmarktlage teilweise überhaupt nur dann registrieren, wenn man ihre Gegenläufigkeit in den beiden Gruppen von Bundesländern berücksichtigt. Die zusätzlich zu den Bundesland-Dummies durch die verschiedenen Arbeitslosigkeitsindikatoren maximal erklärte Varianz beträgt mindestens 6,5 Prozent für den Stimmenanteil der Bundesregierung und höchstens 15,4 Prozent für den der FDP.

Die für beide Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzten und in Tabelle 40 wiedergegebenen Koeffizienten der verschiedenen Arbeitslosigkeitsindikatoren geben an, um wieviel Prozent das Wahlergebnis in einem bestimmten Wahlkreis gegenüber dem im jeweiligen Bundesland bei Vollbeschäftigung erreichbaren Stimmenanteil verschoben wird, wenn die Arbeitslosenquote des Wahlkreises 1 Prozent beträgt bzw. um 1 Prozent gestiegen ist. Auch sie lassen ganz deutlich werden, daß die FDP in allen Wahlkreisen unter hoher oder steigender

Tabelle 39

Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf verschiedene Arbeitslosigkeitsindikatoren (N = 223)

Unabhängige Variablen		Abhängige Variable			
		CDU/ CSU	SPD	FDP	Regie- rung
Nur Bundesland-Dummies ...		0,429	0,468	0,311	0,499
zusätzlich Arbeitslosenquote im ...	Sept. 76	0,432	0,482	0,444	0,500
		0,462	0,519	0,444	0,532
	Juni 76	0,437	0,492	0,438	0,504
		0,474	0,533	0,439	0,541
	Sept. 75	0,430	0,471	0,465	0,500
		0,439	0,485	0,465	0,511
	Sept. 74	0,429	0,473	0,463	0,500
		0,457	0,515	0,463	0,537
	Sept. 73	0,434	0,489	0,438	0,503
		0,465	0,526	0,440	0,537
Sept. 72	0,450	0,511	0,416	0,514	
	0,497	0,560	0,426	0,564	
zusätzlich Ver- änderung der Arbeitslosenquote vom ... zum Sept. 1976	Juni 76	0,456	0,490	0,311	0,519
		0,459	0,491	0,322	0,522
	Sept. 75	0,447	0,483	0,311	0,512
		0,466	0,505	0,311	0,530
	Sept. 74	0,437	0,479	0,326	0,504
		0,448	0,485	0,327	0,511
Sept. 73	0,430	0,473	0,387	0,499	
	0,447	0,492	0,387	0,516	
Sept. 72	0,430	0,469	0,395	0,501	
	0,437	0,478	0,395	0,508	

Der obere Wert von  $R^2$  in jeder Zelle gibt die Güte des entsprechenden Modells an, wenn der Koeffizient des Arbeitslosigkeitsindikators über alle Wahlkreise geschätzt wird; der untere Wert kommt zustande, wenn der Koeffizient einerseits für die Wahlkreise von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein, andererseits für alle übrigen Wahlkreise geschätzt wird.

**Tabelle 40: Für zwei Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten verschiedener Arbeitslosigkeitsindikatoren**

Unabhängige Variable		Abhängige Variable							
		CDU/CSU		SPD		FDP		Regierung	
		A	B	A	B	A	B	A	B
Arbeitslosenquote im ...	Sept. 76 .....	- 0,020	0,016	0,027	- 0,010	- 0,008	- 0,008	0,019	- 0,018
	Juni 76 .....	- 0,026	0,013	0,032	- 0,007	- 0,007	- 0,008	0,024	- 0,016
	Sept. 75 .....	- 0,008	0,013	0,018	- 0,007	- 0,010	- 0,009	0,008	- 0,016
	Sept. 74 .....	- 0,016	0,032	0,029	- 0,027	- 0,011	- 0,012	0,018	- 0,039
	Sept. 73 .....	- 0,040	0,053	0,056	- 0,040	- 0,017	- 0,021	- 0,039	- 0,062
	Sept. 72 .....	- 0,060	0,051	0,070	- 0,037	- 0,013	- 0,024	0,057	- 0,061
Veränderung der Arbeitslosenquote vom ... zum Sept. 1976	Juni 76 .....	0,081	0,039	- 0,065	- 0,041	- 0,008	- 0,011	- 0,073	- 0,050
	Sept. 75 .....	- 0,044	0,018	0,041	- 0,022	0,0	0,001	0,041	- 0,021
	Sept. 74 .....	- 0,032	0,001	0,029	0,005	- 0,003	- 0,006	0,026	- 0,001
	Sept. 73 .....	- 0,022	0,013	0,029	- 0,007	- 0,008	- 0,008	0,021	- 0,015
	Sept. 72 .....	- 0,008	0,015	0,016	- 0,009	- 0,009	- 0,009	0,007	- 0,018

A: Bremen, Niedersachsen, Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Baden-Württemberg, Saarland (157 Wahlkreise).

B: Schleswig-Holstein, Rheinland-Pfalz, Bayern (66 Wahlkreise).

Arbeitslosigkeit annähernd gleich zu leiden hat, während die Stimmenanteile von SPD und Bundesregierung einerseits und CDU/CSU andererseits in den Wahlkreisen von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein und den übrigen Wahlkreisen jeweils stets gegenläufig auf hohe oder steigende Arbeitslosigkeit reagieren. Auf die genauere inhaltliche Interpretation dieser Koeffizienten und ihrer Größenordnungen wird gleich noch einzugehen sein. Auf den ersten Blick fällt jedoch ins Auge, daß hohe oder steigende Arbeitslosigkeit im Wahlkreis von den beiden großen Parteien CDU/CSU und SPD stets derjenigen nützt, die ein bestimmtes Bundesland als traditionelle Hochburg betrachten kann, und der anderen schadet. Dieser „Regel“ widersprechen nur die Ergebnisse für Baden-Württemberg und das Saarland, in denen die Zusammenhänge zwischen Arbeitsmarktlage und Wahlergebnissen denen in den „traditionellen“ SPD-Ländern Niedersachsen, Hessen, Nordrhein-Westfalen, Bremen und Hamburg entsprechen.

Als vorläufiges Fazit wollen wir mithin feststellen, daß die Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und den Ergebnissen der Bundestagswahl 1976 in den einzelnen Wahlkreisen für CDU/CSU, SPD und die Bundesregierung nach ihrer Richtung und Stärke säuberlich in zwei Gruppen von Bundesländern auseinanderfallen. Die weiteren Analysen müssen diese Erkenntnis berücksichtigen. Sie werden sich nun zunächst mit der Frage befassen, in welchem Umfang die inhaltlichen Befunde durch verschiedene Definitionen der unabhängigen Variablen verändert werden.

### **5.3. Differenzierung der Befunde nach der Definition der unabhängigen Variablen**

#### **5.3.1. Der Zusammenhang zwischen den Stimmverteilungen vom Oktober 1976 und der Arbeitslosigkeit zu verschiedenen Zeitpunkten**

Betrachtet man die Tabellen 39 und 40 nicht mehr unter dem Aspekt, ob die Zusammenhänge zwischen den Ergebnissen der Bundestagswahl 1976 und der Arbeitslosigkeit sich zwischen Bundesländern unterscheiden, sondern in der Absicht, aus der Vielzahl der Arbeitslosigkeitsindikatoren diejenigen herauszufinden, welche besonders starke Beziehungen zu den Wahlergebnissen aufweisen, dann fallen mehrere bemerkenswerte Tatsachen auf.

Zum ersten sind in Tabelle 40 die Vorzeichen der elf Arbeitslosigkeitsindikatoren für eine gegebene abhängige Variable und innerhalb einer bestimmten Gruppe von Bundesländern fast ausnahmslos identisch. Arbeitslosenquoten zu verschiedenen Zeitpunkten und ihre über verschiedene Zeiträume hinweg gemessenen Veränderungen wirken also in der Regel in die gleiche Richtung, was für die Arbeitslosenquoten

selbst auf die unter Meßwerten verschiedener Zeitpunkte bestehende Multikollinearität zurückgeht. Aus Tabelle 39 geht zweitens hervor, daß für die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und Bundesregierung die Arbeitslosenquote des Monats September 1972 die höchste Varianzreduktionskraft besitzt; für die FDP ist es die Quote des September 1975. Die Veränderungen der Arbeitslosenquote ergeben zum dritten die besten Erklärungen der Stimmenanteile bei der Bundestagswahl 1976, wenn sie über ein Jahr vor der Wahl hinweg gemessen werden. Davon abweichend erhält man für die FDP den höchsten Wert von  $R^2$ , wenn ihre Stimmenanteile auf die Veränderung der Arbeitslosenquote im Wahlkreis vom September 1972 zum September 1976 regrediert werden. Viertens schließlich bekommt man laut Tabelle 39 für CDU/CSU, SPD und Bundesregierung die zweitbesten unter den durch Veränderungen der Arbeitslosenquoten möglichen Erklärungen, wenn man sie zwischen Juni und September 1976 mißt. Tabelle 40 zeigt, daß für diese drei abhängigen Variablen die Vorzeichen dieser Veränderung in der mit „A“ bezeichneten Gruppe von Bundesländern sich von den Vorzeichen aller übrigen Arbeitslosigkeitsindikatoren unterscheiden. Mithin ist die im letzten Abschnitt ermittelte Unterteilung der Bundesländer nur für die Stärke, nicht aber für die Richtung des Zusammenhangs der Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 mit der Veränderung der Arbeitslosenquote in den letzten drei Monaten vor der Wahl relevant. Die bundeseinheitlichen Effekte dieser sehr kurzfristigen Veränderungen entsprechen im übrigen völlig sowohl der vorwissenschaftlichen Erwartung wie auch den im vierten Kapitel über das Abschneiden der Bundesregierung bei Bundestagswahlen ermittelten Befunden: Zunahmen der Arbeitslosenquote nützen der oppositionellen CDU/CSU und schaden der Bundesregierung und den sie tragenden Parteien SPD und FDP.

Wie bereits erwähnt, kommt die erste Feststellung wegen der zum Teil hohen Multikollinearität unter den verschiedenen Arbeitslosigkeitsindikatoren nicht sehr überraschend. Die dritte Aussage ist insofern verwunderlich, als allein die FDP unter der Entwicklung von der Vollbeschäftigung des Jahres 1972 zur relativ hohen Arbeitslosigkeit des Jahres 1976 deutlich zu leiden hat, während die Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD vor allem auf den Verlauf der Arbeitslosigkeit im letzten Jahr vor der Wahl reagieren. Daß das Abschneiden der FDP gegenüber Entwicklungen der Wirtschaftslage über die ganze Legislaturperiode hinweg empfindlicher ist als gegenüber kurzfristigen Schwankungen, konnte auch schon im vierten Kapitel festgestellt werden, allerdings gingen die Befunde für die übrigen abhängigen Variablen dort tendenziell in dieselbe Richtung<sup>74</sup>, wovon hier nicht die Rede

---

<sup>74</sup> Cf. Tabelle 21.



sein kann. Überdies wurde im vorigen Kapitel eruiert, daß die FDP über alle Bundestagswahlen hinweg von steigender Arbeitslosigkeit leicht profitierte, wohingegen Tabelle 40 für die Bundestagswahl 1976 einen gegenteiligen Eindruck vermittelt. Dies kann vielleicht daran liegen, daß wir hier auf Wahlkreisebene nur mit einer ökonomischen Variablen arbeiten, wobei natürlich gilt, daß der rapide Anstieg der Arbeitslosigkeit im Verlauf der siebten Legislaturperiode des Deutschen Bundestages mit dem durch die Ölkrise ausgelösten Konjunkturerbruch hochkorreliert ist. Daß die Stimmenanteile der FDP in den Wahlkreisen sich bei der Bundestagswahl 1976 durch die Veränderungen der Arbeitslosenquote vom September 1972 bzw. 1973 zum September 1976 besonders gut erklären lassen, könnte mithin auch dergestalt interpretiert werden, daß ihre besonders an der Konjunkturlage orientierten Wähler ihr um so stärker den Rücken kehrten, je deutlicher sich die allgemeine Rezession im Wahlkreis bemerkbar machte. Durch die mehrjährige Veränderung der Arbeitslosenquote hätten wir dann den für diese Wähler ausschlaggebenden längerfristigen Konjunkturverlauf angenähert. Auf diese Weise läßt sich zwar das abweichende Resultat für die FDP plausibel machen; es fehlt jedoch eine Begründung, warum die Veränderungen der Arbeitslosenquoten gegenüber mehr als ein Jahr vor dem Wahltermin liegenden Zeitpunkten für CDU/CSU und SPD im Gegensatz zum vorigen Kapitel praktisch keine Rolle spielen.

Erklärungsbedürftig sind auch die Beobachtungen, die eingangs als zweite und vierte für CDU/CSU, SPD und Bundesregierung genannt wurden. Die Varianz in ihren Stimmenanteilen wird insgesamt am stärksten durch die Arbeitslosenquote des Monats September 1972 reduziert. Nun lag aber die Arbeitslosenquote im September 1972 im Bundesdurchschnitt bei 0,9 Prozent mit einem Maximum von 3,1 Prozent im Wahlkreis 20 Emden-Leer und einem Minimum von 0,2 Prozent in den schwäbischen Wahlkreisen 164 bis 166 (Stuttgart I, II und III), 169 (Leonberg), 175 (Schwäbisch-Gmünd), 177 (Waiblingen), 194 (Reutlingen) und 197 (Balingen). Warum sollte gerade diese praktisch dem Idealzustand der Vollbeschäftigung entsprechende Arbeitsmarktlage einen so deutlichen Einfluß auf die Wahlkreisergebnisse der beiden großen Parteien bei der Bundestagswahl 1976 haben?

Um es ganz klar zu sagen: Hier kann nur mit nachträglichen Spekulationen aufgewartet werden. Eine mögliche Erklärung wäre die, daß angesichts der hohen Beschäftigungslage Arbeitslosigkeit in den Jahren von 1969 bis 1972 in der politischen Auseinandersetzung als Sachthema keine Rolle spielte (Kaltefleiter 1973: 82), im Wahlkampf von 1972 aber von der CDU und besonders der CSU der Versuch gemacht wurde, den Verlust der Vollbeschäftigung als notwendige zukünftige Folge der relativ starken Preissteigerungen der ersten 70er Jahre herauszustellen.

Die Entwicklung ab 1973 oder spätestens 1974 dürfte die im Wahlkampf von 1972 angesprochene latente Angst vor der Arbeitslosigkeit aktualisiert haben. Es könnte nun sein, daß Arbeitslosigkeit sich nicht nur als konjunkturelle, sondern auch als regionalstrukturelle Erscheinung auf das Wahlverhalten auswirken kann, sofern erst einmal die Beschäftigung mit diesem Problem ein gewisses Ausmaß erreicht hat. Der allgemeine konjunkturbedingte Anstieg der Arbeitslosigkeit könnte also das Bewußtsein dafür geweckt haben, in einem strukturschwachen Gebiet zu leben, das von dieser Plage besonders betroffen würde und in dem ein späterer Rückgang der Arbeitslosigkeit zuletzt durchschlagen würde. Nun vermengen aber die rezessionsbedingten Arbeitslosenquoten ab 1974 konjunkturelle und regionalstrukturelle Probleme, während die Einschätzungen der Chancen der eigenen Region vor allem durch die letzteren beeinflußt werden sollten. Diese spiegeln sich in den Arbeitslosenquoten des Jahres 1972 in vergleichsweise „reiner“ Form wider, wobei eben die Wahlkreise der traditionell strukturschwachen Gebiete der Bundesrepublik an der Spitze rangieren: Der Nordwesten Niedersachsens, die Zonenrandgebiete, Teile des Ruhrgebiets, das Saarland, Niederbayern und die Oberpfalz. Diese Gebiete haben zwar auch in der Rezession die höchsten Arbeitslosenquoten, die konjunkturelle Entwicklung überdeckt aber teilweise ihre relative Position.

Wie schon erwähnt, besitzt auch die Veränderung der Arbeitslosenquote im Wahlkreis vom Juni zum September 1976 recht hohe Varianzreduktionskraft, wobei bundeseinheitlich CDU und CSU von Zunahmen und SPD und FDP und damit die Bundesregierung von Abnahmen profitieren, was der für alle anderen Arbeitslosigkeitsindikatoren beobachteten regionalen Differenzierung widerspricht. Wiederum läßt sich eine recht plausible Erklärung ableiten aus der Unterscheidung zwischen konjunktureller und regionalstruktureller Arbeitslosigkeit. Die Veränderung der Arbeitslosenquote in den letzten drei Monaten vor der Wahl spiegelt in der Tat ausschließlich kurzfristige konjunkturelle Schwankungen wider. Entsprechend ist ihre Korrelation mit der als Maß regionalstruktureller Arbeitsmarktprobleme aufgefaßten Arbeitslosenquote des September 1972 ( $r = -0,04$ ) auch die geringste aller paarweise berechneten Korrelationen unter den elf Arbeitslosigkeitsindikatoren.

Sollte diese Zuordnung der beiden Indikatoren zu verschiedenen Dimensionen des globalen Konzepts der Arbeitslosigkeit sinnvoll sein, dann wäre im Falle der Bundestagswahl 1976 festzuhalten, daß konjunkturelle und regionalstrukturelle Arbeitsmarktprobleme sich auf das Abschneiden der beiden großen Parteien zum Teil gegenläufig auswirken. Die konjunkturell verursachten Schwankungen der Arbeitslosenquote kurz vor der Wahl entsprechen in ihrer Wirkung dem bereits im vierten Kapitel bestätigten vorwissenschaftlichen Vorverständnis,

indem Zunahmen den Regierenden schaden und der Opposition nützen und umgekehrt. Die beiden in Tabelle 40 auseinandergehaltenen Gruppen von Bundesländern unterscheiden sich dabei nur insoweit, als diese Effekte in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein schwächer sind als in den übrigen Bundesländern. Wahlkreise mit besonders ausgeprägten regionalstrukturellen Arbeitsmarktproblemen hingegen tendieren in diesen drei Bundesländern zu überdurchschnittlich starker Anlehnung an CDU/CSU, in den übrigen Bundesländern an die SPD.

Läßt man Baden-Württemberg und das Saarland außer Betracht, dann kann man formulieren, daß bei der Bundestagswahl 1976 in acht von zehn Bundesländern in den strukturschwächeren Wahlkreisen diejenige der beiden großen Parteien relativ gut abgeschnitten hat, der im betreffenden Bundesland eine gewisse traditionelle Führungsrolle zukommt. Wegen der gegenüber dem Bundesmittel niedrigen Arbeitslosigkeit wiegt die Ausnahme Baden-Württembergs nicht allzu schwer. Damit muß aber der allgemein angenommene und von Helmut Schmidt in dem an den Anfang dieser Arbeit gestellten Zitat behauptete anti-gouvernementale Effekt ökonomischer Notlagen etwas relativiert werden. Bei der Bundestagswahl 1976 läßt er sich für kurzfristige konjunkturelle Fluktuationen der Arbeitslosenquote beobachten. Längerfristige strukturelle Beschäftigungsprobleme dagegen wirken eher pro-gouvernemental, wobei allerdings die Machtverhältnisse im Land wichtiger zu sein scheinen als die im Bund. Sollte diese Differenzierung verschiedener Dimensionen der Arbeitslosigkeit auch in anderen raum-zeitlichen Kontexten relevant sein, dann hätten frühere Studien ebenso wie die im vierten Kapitel vorgestellten Analysen stets nur die eine Dimension in den Griff bekommen, nämlich die konjunkturelle. Weitere Forschung zu diesem Problem mit Querschnittsdaten ist eindeutig angezeigt.

Aus diesen Überlegungen folgt, daß ein beide Dimensionen der Arbeitslosigkeit einbeziehendes Modell gegenüber Tabelle 33 eine deutliche Steigerung der Varianzreduktionskraft einbringen sollte, während die Koeffizienten der einzelnen Indikatoren sich gegenüber Tabelle 40 nicht wesentlich ändern dürften. Die Tabellen 41 und 42 zeigen, daß dem für CDU/CSU, SPD und die Bundesregierung tatsächlich so ist. Da die multiplen Determinationskoeffizienten der Tabelle 41 sich auf Modelle mit unterschiedlich vielen Erklärungsvariablen beziehen, werden neben den konventionellen auch die korrigierten Werte von  $R^2$  wiedergegeben (Hilton 1976:153). In Tabelle 42 fällt auf, daß die Differenzierung nach zwei Gruppen von Bundesländern für die Veränderung der Arbeitslosenquote zwischen Juni und September 1976 überflüssig ist, was ja auch schon durch Tabelle 40 nahegelegt wurde. Das vorläufig optimale Erklärungsmodell für die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung enthält somit neben den Bundesland-Dummies die

Tabelle 41

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf Arbeitslosigkeitsindikatoren (N = 223)**

Abhängige Variable		Unabhängige Variablen		
		Nur Bundesland-Dummies	Zusätzlich Arbeitslosenquote Sept. 1972 und Veränderung Juni - Sept. 1976	Separate Schätzung für Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein
Unkorrigiert	CDU/CSU ....	0,429	0,476	0,534
	SPD .....	0,468	0,513	0,590
	Regierung ....	0,499	0,532	0,593
Korrigiert	CDU/CSU ....	0,405	0,449	0,505
	SPD .....	0,445	0,507	0,565
	Regierung ....	0,478	0,508	0,567

Tabelle 42

**Für zwei Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten zweier simultan einbezogener Arbeitslosigkeitsindikatoren**

Abhängige Variable	Unabhängige Variable			
	Arbeitslosenquote 1972		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
	A	B	A	B
CDU/CSU .....	- 0,062	0,060	0,087	0,058
SPD .....	0,072	- 0,045	- 0,072	- 0,056
Regierung .....	0,059	- 0,069	- 0,079	- 0,059

A, B: Wie Tabelle 40.

Veränderung der Arbeitslosenquote von Juni zum September 1976, die Arbeitslosenquote vom September 1972 und eine entsprechende Hilfsvariable für die Wahlkreise von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein als unabhängige Variablen. Das optimale Modell für die FDP enthält neben den Bundesland-Dummies nur die Arbeitslosenquote vom September 1975. Komplexere Modelle — etwa mit zusätz-

licher Berücksichtigung der Veränderung der Arbeitslosenquote zwischen September 1972 und September 1976 oder länderweiser Schätzung der Koeffizienten — bringen für diese Partei überhaupt nichts ein.

Damit kommen wir zum Ende der inhaltlichen Interpretation der in den Tabellen 39 bis 42 wiedergegebenen Ergebnisse. Wegen der unterschiedlichen Anlage der beiden Analysen ist ein strikter Vergleich mit den Resultaten des vierten Kapitels nicht möglich. Soweit er zulässig ist, wurde er für die FDP bereits weiter oben angestellt. Für die großen Parteien kann man die Befunde über die Wirkung kurzfristiger Schwankungen der Arbeitslosenquoten denjenigen der Tabelle 13 gegenüberstellen, wo die Wahlergebnisse unter anderem auf Veränderungen der Arbeitslosigkeit über ein Jahr vor der betreffenden Wahl hinweg regrediert wurden. Dabei ist eine Übereinstimmung zwischen der kombinierten Quer- und Längsschnittuntersuchung und der reinen Querschnittanalyse der Bundestagswahl 1976 dergestalt festzustellen, daß die CDU/CSU von steigender Arbeitslosigkeit in beiden Fällen profitiert, die SPD stets darunter leidet. Auch die negativen Auswirkungen auf den Stimmenanteil der Bundesregierung sind in beiden Untersuchungen zu beobachten. Die für zwei Gruppen von Bundesländern unterschiedlichen Effekte regionalstruktureller Arbeitsmarktprobleme finden in Kapitel 4. kein Gegenstück.

Was schließlich die numerischen Werte und Vorzeichen der Parameterschätzungen in den Tabellen 40 und 42 angeht, so ist zweierlei bemerkenswert. Zum einen sind die Koeffizienten für die Bundesregierung und die CDU/CSU-Opposition dem Vorzeichen nach stets komplementär und in der Größenordnung sehr nahe beieinander. Was also die Regierung durch eine Arbeitslosenquote von einem Prozent oder einen Anstieg der Arbeitslosenquote um ein Prozent verliert, das gewinnt die Opposition und umgekehrt. Desgleichen kommt die Summe der für SPD und FDP getrennt geschätzten Koeffizienten stets sehr nahe an den entsprechenden Schätzwert für die Bundesregierung. Daß die Parameter diese logischen Forderungen erfüllen, spricht nicht gegen die Qualität ihrer Schätzung. Zum zweiten finden durch die Arbeitsmarktentwicklung bedingte Austauschprozesse zwischen den beiden Regierungsparteien kaum statt. Nur in der in den Tabellen 40 und 42 mit „A“ bezeichneten Gruppe von Bundesländern gewinnt die SPD durch hohe Arbeitslosigkeit im September 1972 nicht nur auf Kosten der CDU, sondern auch auf Kosten der FDP.

Bevor nun die Untersuchung fortgesetzt wird, mag die Klarstellung nützlich sein, daß die hier im Querschnitt der Wahlkreise bei der Bundestagswahl 1976 ermittelten Zusammenhänge zwischen Stimmenanteilen und Arbeitslosigkeitsindikatoren nicht etwa durch die gemein-

same Abhängigkeit beider Gruppen von Variablen von der Erwerbsstruktur im Wahlkreis produzierte Scheinbeziehungen sind. Diese Aussage stützt sich auf folgende Berechnungen: Zu den 44 Produkt-Moment-Korrelationen zwischen den vier abhängigen Variablen und den elf Arbeitslosigkeitsindikatoren wurden jeweils vier Partialkorrelationen erster Ordnung ermittelt, wobei die Anteile der Arbeiter und der im produzierenden Gewerbe Tätigen an den Erwerbspersonen und die Anteile der von der Bauwirtschaft und der verarbeitenden Industrie Abhängigen an der Wohnbevölkerung der Wahlkreise kontrolliert wurden. Durch diese Kontrolle war in keinem einzigen Fall ein spürbarer Rückgang eines der ursprünglichen Koeffizienten zu verzeichnen. Häufig lagen die Partialkorrelationen betragsmäßig sogar noch über den ursprünglichen Korrelationen, woraus folgt, daß Erwerbsstruktur und Arbeitslosigkeit völlig unabhängig voneinander auf die Wahlkreisergebnisse der Bundestagswahl 1976 wirkten.

### **5.3.2. Arbeitslosigkeit im Wahlkreis, im Land und im Bund**

Dieser Abschnitt ist hier nur aus systematischen Gründen eingefügt, weil wir uns in 4.4.2. ausführlicher mit der Wirtschaftslage in Bund und Ländern befaßt haben. In der reinen Querschnittanalyse wäre es interessant zu ermitteln, wie es sich auswirkt, wenn ein Wahlkreis deutlich über oder unter dem Landesmittel oder dem Bundesmittel der Arbeitslosenquote liegt. Um diese Frage zu beantworten, müßte man von den Werten der Arbeitslosigkeitsindikatoren in den einzelnen Wahlkreisen ihre bundes- oder landesweit berechneten Mittelwerte subtrahieren und die oben beschriebenen Regressionen nochmals durchführen. Die Koeffizientenschätzungen der Tabellen 40 und 42 blieben davon jedoch völlig unberührt, da derartige additive „Parallelverschiebungen“ der unabhängigen Variablen sich nur in den länderweise geschätzten Regressionskonstanten auswirken würden. Im Rahmen der hier gewählten Modellspezifikation lassen sich derlei Fragen also nicht behandeln.

### **5.3.3. Die Entwicklung der Arbeitslosigkeit während der Legislaturperiode 1972 - 1976**

#### *5.3.3.1. Die Bildung von Erwartungen über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit*

Im Abschnitt 4.4.3.2. haben wir mittels verschiedener Modelle untersucht, ob ökonomische Entwicklungen zur Herausbildung von Erwartungen in der Wählerschaft führen, die dann mit der aktuellen Lage verglichen werden und so die Wahlentscheidung beeinflussen. Dort wurde ermittelt, daß dem nur bei Bundestagswahlen und nur für die Arbeitsmarktlage so ist, weshalb wir dieses Thema hier wieder auf-

greifen. Von den drei Spezifikationen des Prozesses der Erwartungsbildung wird die als Extrapolation eines autoregressiven Trends von vornherein ausgeschlossen, weil sie sich im letzten Kapitel als völliger Fehlschlag erwiesen hat. Damit bleiben zu analysieren die einfache Lösung Kramers (1971), der den zum Zeitpunkt der Wahl erwarteten Wert der Arbeitslosigkeit als Funktion ihres Vorjahreswertes auffaßt, sowie deren Verallgemeinerung, wonach der erwartete Wert als gewichtetes Mittel aus den vorangehenden Werten der Legislaturperiode dargestellt werden kann.

Beginnen wir mit Kramers Ansatz. Dazu werden die Stimmenanteile der Parteien und der Bundesregierung auf die Arbeitslosenquoten von September 1975 und 1976 und zwei entsprechende Hilfsvariablen für Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein regrediert. Die Koeffizienten der Quote des Wahljahres messen die Reaktion des Elektorats in den beiden Gruppen von Bundesländern auf Abweichungen vom erwarteten Wert, und die in 4.4.3.2. als  $r$  bezeichneten Erwartungs- oder Projektionskonstanten können aus den Koeffizienten der Arbeitslosenquoten beider Zeitpunkte berechnet werden. Trotz der Differenzierung nach Bundesländern passen diese Modelle im Vergleich zu den in 5.3.1. identifizierten optimalen Modellen so schlecht, sind die geschätzten Werte von  $r$  so unrealistisch, daß sich eine tabellarische Wiedergabe erübrigt. Sofern sich Erwartungen über die Arbeitsmarktlage auf das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 überhaupt auswirkten, lag diesen Erwartungen also nicht allein die Arbeitslosenquote vom September 1975 zugrunde.

Wir wollen deshalb herausfinden, welche Rolle der Gesamtverlauf der Arbeitsmarktlage von 1972 bis 1976 bei der Erwartungsbildung spielte. Im Gegensatz zum vierten Kapitel legen wir aber die Gewichte der Arbeitslosenquoten zu verschiedenen Zeitpunkten nicht a priori fest, sondern schätzen sie empirisch. Die Stimmenanteile von Parteien und Bundesregierung werden dazu auf alle Arbeitslosenquoten von September 1972 bis September 1976 und auf entsprechende Hilfsvariablen für Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein regrediert. Die Koeffizienten der Quote des September 1976 messen wiederum die Reaktion auf Abweichungen von den erwarteten Werten; die Gewichte der früheren Arbeitslosenquoten bei der Erwartungsbildung lassen sich auf die in 4.4.3.2. beschriebene Weise aus ihren Koeffizienten und denen der Arbeitslosenquote vom September 1976 ermitteln.

Tabelle 43 gibt die multiplen Determinationskoeffizienten dieser Modelle wieder. Wegen der hohen Zahl von unabhängigen Variablen — neun Bundesland-Dummies, sechs Arbeitslosenquoten und sechs Hilfsvariablen für die Wahlkreise in Bayern etc. — ist es notwendig, beim

Vergleich etwa mit Tabelle 41 besonders auf die korrigierten Werte von  $R^2$  zu achten. Dieser Vergleich zeigt, daß die Hypothese einer Reaktion auf Abweichungen der tatsächlichen von der erwarteten Arbeitsmarktlage für die beiden großen Parteien jeweils etwa 15 Prozent der Varianz in den Wahlergebnissen zusätzlich zu den Bundesland-Dummies erklärt. Gegenüber den in 5.3.1. ermittelten optimalen Erklärungsmodellen beträgt der Zuwachs der gebundenen Varianz bei Kontrolle der unterschiedlichen Variablenzahlen drei bis vier Prozent. Für die FDP kann die Hypothese keinesfalls bestätigt werden. Regrediert man ihren Stimmenanteil nur auf Bundesland-Dummies und die Arbeitslosenquote vom September 1975, erhält man einen  $R^2$ -Wert von 0,465; korrigiert beträgt er 0,438. Die vergleichbaren Werte des Erwartungsmodells sind 0,501 und 0,449. Für die FDP besitzt dieses Modell also praktisch keine zusätzliche Varianzreduktionskraft, weshalb darauf verzichtet wird, Reaktionsparameter und Gewichte bei der Erwartungsbildung auch für diese Partei in die Tabelle 44 aufzunehmen.

Tabelle 43

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf die Arbeitslosenquoten von September 1972 bis September 1976 (N = 223)**

Abhängige Variable	unkorrigiert	korrigiert
CDU/CSU .....	0,590	0,548
SPD .....	0,635	0,596
FDP .....	0,501	0,449
Regierung .....	0,643	0,606

Die in dieser Tabelle aufgeführten Gewichte der einzelnen Arbeitslosenquoten vor September 1976 sind innerhalb der beiden Gruppen von Bundesländern ziemlich konsistent, unterscheiden sich jedoch beträchtlich zwischen den beiden Gruppen. Diese Tatsache ist inhaltlich ebenso schwer zu interpretieren wie die numerischen Werte der Gewichte. Daß auf bestimmte ökonomische Entwicklungen regional differenziert reagiert wird, ist noch einzusehen — vor allem, wenn sich auch die politischen Machtverteilungen unterscheiden. Warum aber sollten die Mechanismen zwischen verschiedenen Bundesländern auseinandergehen, nach denen Erwartungen über die Arbeitsmarktlage zustande kommen? Warum schließlich sollte in den Ländern der Gruppe A der erwartete Wert der Arbeitslosenquote des Monats September 1976 um so höher sein, je höher die Arbeitslosenquoten zu Beginn und



zu Ende und je niedriger in der Mitte der Legislaturperiode? Plausiblerweise erwarten sollte man eine mit zunehmendem zeitlichem Abstand zur Wahl monotone Abnahme der Gewichte. Angesichts dieser Divergenzen hat es wenig Sinn, aus den Gewichten der Tabelle 44 und den dazugehörigen Werten der früheren Arbeitslosenquoten, die für September 1976 „erwarteten“ — oder ohne Reaktion „tolerierten“ — Werte zu berechnen.

Tabelle 44

**Für zwei Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzte Gewichte zurückliegender Arbeitslosenquoten bei der Erwartungsbildung und Maße der Reaktion auf Abweichungen von den erwarteten Werten**

	Abhängige Variable						
	CDU/CSU		SPD		Regierung		
	A	B	A	B	A	B	
Reaktionsparameter	0,059	0,068	- 0,048	- 0,066	- 0,054	- 0,065	
	Juni 76 ....	1,74	0,96	1,70	0,92	1,69	0,88
Gewicht der Arbeits- losenquote im ....	Sept. 75 ....	- 0,69	0,26	- 0,71	0,47	- 0,76	0,44
	Sept. 74 ....	- 0,10	- 0,87	0,17	- 1,08	0,09	- 1,15
	Sept. 73 ....	- 1,47	0,80	- 1,40	1,05	- 1,54	1,21
	Sept. 72 ....	2,14	- 0,67	2,27	- 0,67	2,16	- 0,94

A, B: Wie Tabelle 40.

Es ist nicht von der Hand zu weisen, daß wir uns mit der Berechnung dieser Modelle des „overfitting“ schuldig gemacht haben. Zwar erhalten wir respektabel hohe erklärte Varianzanteile, die geschätzten Parameterwerte machen aber inhaltlich wenig Sinn. Daraus folgt, daß ein Einfluß längerfristig entstehender Erwartungen über die Beschäftigungssituation auf die Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 in dem hier analysierten Datensatz ebensowenig nachgewiesen werden kann wie ein Effekt kurzfristiger Erwartungsbildung. Dieses Resultat steht in einem gewissen Widerspruch zu dem im vierten Kapitel berichteten Befund, es kann aber kaum als das letzte Wort zu diesem Problemkreis betrachtet werden. Schließlich wäre es ja möglich, daß sich Erwartungen in der Wählerschaft über die Konjunkturlage im Spätjahr 1976 ausschließlich an den rezessionsbedingten Arbeitslosenziffern ab 1974 orientierten und nicht an den vorangehenden geringfügigen Fluktuationen in der Vollbeschäftigung. Dieser Frage kann an dieser Stelle und mit dem vorliegenden Datensatz nicht nachgegangen werden.

### 5.3.3.2. Beschleunigung und Verlangsamung der Entwicklung der Arbeitslosigkeit

Im Abschnitt 4.4.3.3. wurde ermittelt, daß die über die zweite Hälfte der Legislaturperiode und über ihren ganzen Verlauf hinweg berechneten zweiten Differenzen der ökonomischen Variablen als Maße ihrer Beschleunigung bzw. Verlangsamung nicht zu adäquaten statistischen Erklärungen der Ergebnisse von Bundes- oder Landtagswahlen führen. Durch die Querschnittanalyse der Bundestagswahl 1976 wird dies für den Effekt der Arbeitslosigkeit voll bestätigt. Wir definieren die beiden zweiten Differenzen völlig analog zum vierten Kapitel und regredieren die vier als abhängig betrachteten Stimmenanteile in jeweils drei getrennten Regressionen auf jede der beiden zweiten Differenzen sowie auf beide gleichzeitig. Ihre Koeffizienten werden mit dem üblichen Verfahren für die beiden Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzt. Am besten schneiden noch die Modelle ab, die beide zweiten Differenzen gleichzeitig einbeziehen. Ihre multiplen Determinationskoeffizienten sind unkorrigiert und für die Zahl der unabhängigen Variablen (13) bereinigt in Tabelle 45 aufgeführt. Der Vergleich mit Tabelle 41 ergibt, daß der Zuwachs gegenüber der nur durch die Bundesland-Dummies erklärten Varianz sich sehr in Grenzen hält und weit unter demjenigen liegt, der sich durch die in 5.3.1. geschätzten Modelle erzielen läßt. Nimmt man das Resultat des vorigen Abschnitts hinzu, dann kann mit hin festgestellt werden, daß die Entwicklung der Arbeitslosigkeit über die gesamte Legislaturperiode von 1972 bis 1976 hinweg für das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 praktisch irrelevant ist. Ins Gewicht fallen nur die regionale Verteilung der Schwerpunkte der Arbeitslosigkeit vor der Rezession und ihre konjunkturellen Schwankungen unmittelbar vor der Wahl.

Tabelle 45

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie auf zweite Differenzen der Arbeitslosenquoten (N = 223)**

Abhängige Variable	unkorrigiert	korrigiert
CDU/CSU .....	0,472	0,439
SPD .....	0,508	0,480
FDP .....	0,334	0,293
Regierung .....	0,535	0,506

**5.3.4. Besondere Reaktionsweisen der Wähler***5.3.4.1. Negatives Wahlverhalten*

Die in 4.4.4.1. in Anlehnung an Kernell entwickelte Hypothese negativen Wahlverhaltens wird hier darauf untersucht, ob sie die Erklärungsleistung der bislang am besten passenden Modelle aus 5.3.1. weiter steigern kann. Dabei wird wiederum analog zum vierten Kapitel vorgegangen, indem alle Arbeitslosenquoten, die kleiner oder gleich dem zeitlich vorangehenden Wert sind, und alle Veränderungen von Arbeitslosenquoten mit negativen Werten gleich Null gesetzt werden. Die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung werden auf die so transformierten Arbeitslosenquoten des September 1972 und die gleichfalls transformierten Veränderungen der Arbeitslosenquoten vom Juni zum September 1976 und auf entsprechende Hilfsvariablen für Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein regrediert, der Stimmenanteil der FDP auf die derart transformierte Arbeitslosenquote des Monats September 1975. Diese Transformationen der unabhängigen Variablen sind die operationale Umsetzung der Hypothese, daß die Varianz in fallenden Arbeitslosenquoten zur Erklärung der Varianz in den Wahlergebnissen nichts beiträgt. Die Güte der Schätzergebnisse kann anhand von Tabelle 46 beurteilt werden.

Tabelle 46

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  für das Modell negativen Wahlverhaltens (N = 223)**

Abhängige Variable	unkorrigiert	korrigiert
CDU/CSU .....	0,540	0,511
SPD .....	0,592	0,566
FDP .....	0,465	0,440
Regierung .....	0,592	0,566

Für die FDP — das zeigt der Vergleich mit Tabelle 39 — bringt die Hypothese negativen Wahlverhaltens gar nichts ein. Das ist nicht überraschend, denn vom September 1974 zum September 1975 stieg die Arbeitslosenquote in fast allen Wahlkreisen an, wodurch die beschriebene Transformation auf ganz wenige Wahlkreise beschränkt bleibt. Für CDU/CSU und SPD führt diese Hypothese zu leichten Anstiegen der erklärten Varianzanteile gegenüber Tabelle 41, beim Stimmenanteil der Bundesregierung ist ein ganz leichter Rückgang festzustellen. Allerdings muß man bedenken, daß man ja durch die genannten Trans-

formationen einen Teil der Varianz in den unabhängigen Variablen eliminiert hat. Wenn nun bei gleicher Anzahl von Fällen und Erklärungsvariablen der multiple Determinationskoeffizient hier trotzdem praktisch gleichbleibt oder gar steigt, dann folgt daraus, daß bei einer Zunahme der Arbeitslosigkeit der Zusammenhang mit den Stimmenanteilen von CDU/CSU, SPD und Bundesregierung deutlicher ausgeprägt ist als in der Gesamtheit aller Wahlkreise.

Tabelle 47

**Für zwei Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten des Modells negativen Wahlverhaltens**

Abhängige Variable	Unabhängige Variable			
	Arbeitslosenquote im September 1972 (1975 für die FDP)		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
	A	B	A	B
CDU/CSU .....	- 0,053	0,041	0,137	0,087
SPD .....	0,057	- 0,041	- 0,112	- 0,084
FDP .....	- 0,009		—	—
Regierung .....	0,050	- 0,048	- 0,119	- 0,077

A, B: Wie Tabelle 40.

Die geschätzten Werte der Koeffizienten in Tabelle 47 weisen auf einen interessanten Unterschied zwischen der Wirkungsweise der Arbeitslosenquote des September 1972 und ihrer Veränderung vom Juni zum September 1976 hin. Die Koeffizienten der ersteren nehmen im Vergleich zu Tabelle 42 dem Betrag nach konsistent ab, ihre Vorzeichen bleiben aber durchweg erhalten. Negatives Wahlverhalten ist mithin für die Reaktion auf die Arbeitsmarktlage des September 1972 bedeutungslos, da eine Zunahme der Arbeitslosigkeit gegenüber dem Vorjahr sich dann ja gegen die Bundesregierung und die SPD wenden müßte. Stattdessen bleibt der oben beschriebene Befund völlig intakt, daß relativ hohe Arbeitslosigkeit von 1972, von der ja tentativ behauptet wird, sie messe die Strukturprobleme der Wahlkreise, von Baden-Württemberg und dem Saarland abgesehen zur Orientierung an der jeweiligen traditionellen Mehrheitspartei in den beiden Gruppen von Bundesländern führt. Die konsistente leichte Abnahme der Beträge dieser Koeffizienten ist für die inhaltliche Interpretation bedeutungslos. Es handelt sich lediglich um einen Skalierungseffekt, weil diejenigen Wahlkreise, deren Arbeitslosenquote im September 1972 gegenüber dem

Vorjahr anstieg, in der Gesamtverteilung dieser Variablen natürlich weiter oben rangieren.

Die Koeffizienten der Veränderungen der Arbeitslosenquote unmittelbar vor der Wahl steigen für beide Gruppen von Bundesländern und alle abhängigen Variablen dem Betrag nach gegenüber Tabelle 42 deutlich an; ihre Vorzeichen bleiben unverändert. Dies spricht eindeutig für einen Effekt negativen Wahlverhaltens. In denjenigen Wahlkreisen, die — im Gegensatz zum bundesweiten Rückgang — vom Juni zum September 1976 nochmals eine Zunahme der Arbeitslosigkeit zu verzeichnen hatten, profitierte die CDU/CSU-Opposition davon ganz nachhaltig auf Kosten der SPD und damit der Bundesregierung. Diese Feststellung gilt für das gesamte Bundesgebiet. Akzeptiert man, daß diese Veränderungen der Arbeitslosenquoten kurz vor der Wahl vor allem konjunkturelle Einflüsse auf die Arbeitsmarktlage im Wahlkreis reflektieren, dann gilt die weitverbreitete Ansicht, hohe Arbeitslosigkeit schade den Regierenden, ebenso wie ihre hier analysierte Verfeinerung, steigende Arbeitslosigkeit schade ihnen, fallende nütze ihnen aber nicht unbedingt, offenkundig für derartige konjunkturelle Erscheinungen. Für regionalstrukturelle Arbeitsmarktprobleme hingegen sind beide Aussagen unzutreffend.

#### 5.3.4.2. *Asymmetrische Reaktion*

Das in 4.4.4.2. vorgestellte Modell asymmetrischer Reaktion unterscheidet sich von demjenigen negativen Wahlverhaltens nur insofern, als für sinkende Arbeitslosigkeit gegenüber steigender eine *andersartige* Reaktion erwartet wird, nicht etwa gar keine. Da die Arbeitslosenquote zwischen September 1974 und September 1975 in fast allen Wahlkreisen anstieg, kann ein derartiges Modell für die FDP sinnvollerweise nicht geschätzt werden. Für die übrigen drei Stimmenanteile gehen wir von demselben Modell aus wie im vorigen Abschnitt. Zu jeder der beiden unabhängigen Variablen und der entsprechenden Hilfsvariablen für die Ländergruppe B definieren wir eine weitere Hilfsvariable, die im Fall einer Zunahme der Arbeitslosigkeit den Wert der ursprünglichen Variablen und andernfalls den Wert Null annimmt. Derart lassen die Effekte der beiden unabhängigen Variablen sich für vier Gruppen von Wahlkreisen schätzen, nämlich für solche mit einerseits steigender und andererseits gleichbleibender oder abnehmender Arbeitslosigkeit in Ländern der Gruppe A oder B.

Da die optimalen Erklärungsmodelle aus 5.3.1. und die Modelle negativen Wahlverhaltens jeweils 13, die Modelle asymmetrischer Reaktion aber 17 unabhängige Variablen enthalten, müssen zum Vergleich ihrer Güte die korrigierten Werte der multiplen Determinationskoeffizienten

Tabelle 48

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  für das Modell  
asymmetrischer Reaktion (N = 223)**

Abhängige Variable	unkorrigiert	korrigiert
CDU/CSU .....	0,549	0,512
SPD .....	0,601	0,568
Regierung .....	0,604	0,571

Tabelle 49

**Für zwei Gruppen von Bundesländern getrennt geschätzte  
Regressionskoeffizienten des Modells asymmetrischer Reaktion**

Abhängige Variable	Veränderung der Arbeitslosigkeit	Unabhängige Variable			
		Arbeitslosenquote im September 1972		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
		A	B	A	B
CDU/CSU	Abnahme .....	- 0,006	0,044	0,036	0,011
	Zunahme .....	- 0,054	0,068	0,129	0,112
SPD	Abnahme .....	0,048	- 0,027	- 0,033	- 0,007
	Zunahme .....	0,069	- 0,057	- 0,104	- 0,084
Regierung	Abnahme .....	0,010	- 0,052	- 0,041	- 0,009
	Zunahme .....	0,052	- 0,080	- 0,110	- 0,079

A, B: Wie Tabelle 40.

verwandt werden. Daß diese Werte in Tabelle 48 höher sind als in Tabelle 46 ist eine Folge der vollen Ausschöpfung der Varianz in den unabhängigen Variablen durch die Modelle asymmetrischer Reaktion und weist darauf hin, daß die Hypothese negativen Wahlverhaltens mit der Annahme, sinkende Arbeitslosenquoten spielten für Wahlergebnisse überhaupt keine Rolle, die Realität etwas verfehlt. Auch im Vergleich zu Tabelle 41 erbringen die Modelle asymmetrischer Reaktion durchweg eine leichte Steigerung der erklärten Varianzanteile, was den Erwartungen entspricht, aber nicht zentral für die inhaltliche Interpretation ist.

Diese Interpretation stützt sich vielmehr auf die in Tabelle 49 wiedergegebenen Parameterschätzungen, die einen profunden Effekt asymmetrischer Reaktionsmechanismen anzeigen. Zwar sind die Vorzeichen sämtlicher Koeffizienten der unabhängigen Variablen gegenüber Tabelle 42 unverändert, es gilt aber für alle Wahlkreise, daß die Reaktion auf beide Arbeitslosigkeitsindikatoren um Größenordnungen stärker ausfällt, wenn sie statt Abnahmen Zunahmen der Arbeitslosigkeit signalisieren. In einigen Fällen sind die numerischen Werte der Koeffizienten bei einem Rückgang der Arbeitslosigkeit so gering, daß sie schon fast der Hypothese negativen Wahlverhaltens entsprechen, die hierfür ja den Wert Null erzwingt. Es handelt sich dabei um die Reaktionen der Stimmenanteile von CDU/CSU und der Bundesregierung auf gegenüber 1971 sinkende Arbeitslosenquoten des September 1972 in den Ländern der Gruppe A und um die Effekte vom Juni zum September 1976 abnehmender Arbeitslosigkeit auf alle drei Stimmenanteile in den Ländern der Gruppe B. Die Übereinstimmung der für Zunahmen der Arbeitslosigkeit geschätzten Koeffizienten mit denjenigen des Modells negativen Wahlverhaltens ist ebenfalls beeindruckend.

Die hinter beiden Modellen stehende Logik, daß Verschlechterungen der ökonomischen Situation zu weitaus stärkeren Wählerreaktionen führen sollten als Verbesserungen, kann für die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Stimmenverteilungen bei der Bundestagswahl 1976 als voll bestätigt gelten. Dieses Ergebnis stimmt mit der Analyse aller bisherigen Bundestagswahlen gut überein, denn es ist auch in Tabelle 26 festzustellen, daß die Koeffizienten der Arbeitslosigkeit bei Zunahmen sehr viel höher liegen als bei Abnahmen. Auch die Richtungen der Zusammenhänge konjunktureller Arbeitsmarktschwankungen mit den einzelnen Stimmenanteilen sind in beiden Untersuchungen identisch. Wenn immer wir im folgenden ohne Berücksichtigung asymmetrischer Reaktionen arbeiten, müssen wir mithin bedenken, daß wir die resultierenden Parameterschätzungen ähnlich wie die der Tabelle 42 gewissermaßen als „Mittelwerte“ aus den zum Teil weit divergierenden Werten der beiden Gruppen von Wahlkreisen erhalten, in denen die Arbeitslosigkeit steigt bzw. abnimmt.

#### 5.3.4.3. Der Effekt von Reaktionsschwellen

Über Freys (1971/1972) Hypothese, ökonomische Variablen wirkten sich erst oberhalb gewisser Reaktionsschwellen auf Parteipräferenzen und Wahlresultate aus, und über die einschlägige empirische Evidenz wurde in 2.3.1.2.2. und 2.3.2.2.3. berichtet. Im vierten Kapitel haben wir auf eine Untersuchung dieses Problems verzichtet, weil zumindest Arbeitslosigkeit und Inflation zwischen einzelnen Wahlen so abrupte Sprünge aufweisen, daß von einer halbwegs kontinuierlichen Verteil-

lung der unabhängigen Variablen nicht die Rede sein kann. Damit war aber abzusehen, daß man durch die Einführung von Reaktionsschwellen einige bestimmte Wahlen herausgefiltert und die Idiosynkrasien der fraglichen Zusammenhänge in gefährlich kleinen Unterpopulationen beschrieben hätte. Bei der Querschnittanalyse der Bundestagswahl 1976 andererseits steht eine beträchtliche höhere Anzahl von Untersuchungseinheiten zur Verfügung, die im September 1976 immerhin Arbeitslosenquoten zwischen 1,6 und 7,5 Prozent bei einem bundesweiten Mittel von 4,1 Prozent hatten.

Die Existenz von Reaktionsschwellen impliziert, daß die Reaktion der Wählerschaft eines Wahlkreises auf die Arbeitslosigkeit um so stärker sein sollte, je mehr dieser Wahlkreis von diesem Problem betroffen ist. Diese Betroffenheit läßt sich unter anderem auf zwei besonders interessante Arten operationalisieren. Erstens läßt sich feststellen, wie oft die Arbeitslosigkeit jedes Wahlkreises seit der Bundestagswahl von 1972 über dem Bundesdurchschnitt lag. Je öfter das bei einem Wahlkreis der Fall war, desto stärker sollte für ihn bei Existenz von Schwellenwerten die Assoziation zwischen Arbeitslosigkeit und Wahlresultaten sein. Zweitens können diejenigen Wahlkreise herausgefiltert werden, in denen die Arbeitslosenquote bei der Bundestagswahl von 1976 innerhalb bestimmter Intervalle lag. Bei Existenz von Reaktionsschwellen sollte diese Assoziation oberhalb einer bestimmten Intervallgrenze spürbar stärker ausfallen als unterhalb. Wir werden diese beiden Ansätze der Reihe nach durchführen, wobei die in 5.3.1. ermittelten optimalen Prädiktoren herangezogen werden. Außer auf die Bundesland-Dummies werden die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und Bundesregierung also mit Differenzierung nach zwei Gruppen von Ländern auf die Arbeitslosenquote vom September 1972 und ihre Veränderung vom Juni zum September 1976 regrediert und der Stimmenanteil der FDP bundesweit auf die Arbeitslosenquote des September 1975.

Diese Regressionen werden für alle Wahlkreise berechnet, die in den sechs Meßzeitpunkten September 1972 bis September 1976 sowie Juni 1976 mindestens zweimal, dreimal, viermal, fünfmal und schließlich in allen sechs Zeitpunkten über dem Bundesmittel der Arbeitslosenquote lagen. Die Erwartung dabei ist, daß die multiplen Determinationskoeffizienten der Modelle ab einer bestimmten Anzahl überdurchschnittlicher Werte der Arbeitslosenquote deutlich zu steigen beginnen. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß Vergleiche auch der für Fallzahlen korrigierten Werte von  $R^2$  zwischen einzelnen Gruppen von Wahlkreisen nicht möglich sind, weil die Bundesland-Dummies allein in diesen verschiedenen Gruppen unterschiedliche Varianzanteile binden. Dementsprechend gibt die Tabelle 50 für jede der fünf Gruppen von



Wahlkreisen den Zuwachs der bereinigten multiplen Determinationskoeffizienten wieder, den man durch zusätzliche Einbeziehung der Arbeitsmarktlage erhält.

Tabelle 50

**Durch Einbeziehung der Arbeitsmarktlage erzielter Zuwachs der korrigierten Werte von  $R^2$  in Gruppen von Wahlkreisen, die unterschiedlich oft über dem Bundesmittel der Arbeitslosenquote lagen**

Wahlkreise in mindestens ... von sechs Zeitpunkten über dem Bundesmittel der Arbeitslosenquote	N	Abhängige Variable			
		CDU/ CSU	SPD	FDP	Regie- rung
2	130	0,115	0,137	0,159	0,092
3	117	0,162	0,190	0,148	0,136
4	99	0,171	0,205	0,166	0,148
5	73	0,179	0,190	0,165	0,162
6	50	0,276	0,260	0,157	0,240

Die Werte der Tabelle 50 legen den Schluß nahe, daß wir durch das Ausfiltern solcher Wahlkreise, deren Arbeitslosenquote in mindestens einer bestimmten Anzahl von Zeitpunkten über dem Bundesdurchschnitt lag, der Existenz von Reaktionsschwellen kaum auf die Spur gekommen sind. Für die FDP ist die Varianzreduktionskraft der Arbeitslosenquote vom September 1975 in allen Gruppen von Wahlkreisen etwa die gleiche. Die in den übrigen Stimmenanteilen durch die Arbeitsmarktlage zusätzlich erklärte Varianz steigt zwar mit dem Ausmaß der Betroffenheit der Wahlkreise durch die Arbeitslosigkeit fast stetig an. Ein Schwelleneffekt dergestalt, daß unterhalb einer bestimmten Betroffenheit der Wahlkreise die Arbeitsmarktlage mit dem Wahlergebnis praktisch nicht zusammenhängt, ist jedoch nicht festzustellen. Die Tabelle 50 spricht also eher für einen gewissen nichtlinearen Zusammenhang als für Reaktionsschwellen: Je mehr relativ hohe Arbeitslosigkeit zum Dauerproblem eines Wahlkreises geworden ist, desto deutlicher schlägt sie auf seine Wahlergebnisse durch.

Diese Vermutung einer nichtlinearen Beziehung wird durch die Parameterschätzungen der Tabelle 51 zumindest für die Länder der Gruppe A gestützt. Obwohl die Arbeitslosenquoten des September 1972 ebenso wie ihre Veränderungen vom Juni zum September 1976 in denjenigen 50 Wahlkreisen, die stets überdurchschnittliche Arbeitslosen-

quoten aufweisen, in den jeweiligen Verteilungen weit oben angesiedelt sind, haben beide Variablen in dieser Gruppe von Wahlkreisen die betragsmäßig höchsten Koeffizienten. Aufgrund reiner Skalierungseffekte wäre zu erwarten, daß die numerischen Werte der Koeffizienten um so kleiner ausfallen, je höher die mittlere Arbeitslosigkeit in den Wahlkreisen, auf die sich die Schätzung bezieht. In den Bundesländern der Gruppe A ist genau das Gegenteil der Fall, was man eigentlich nur als Anzeichen von Nichtlinearität interpretieren kann.

Für die Gruppe der Länder Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein dagegen ist der beschriebene Skalierungseffekt zu konstatieren, da die Stärke der Reaktion der Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und Bundesregierung auf eine Veränderung der beiden unabhängigen Variablen um eine Einheit in dem Maß nachläßt, in dem relativ hohe Arbeitslosigkeit ein permanentes Problem des betreffenden Wahlkreises ist. Damit ergibt sich bei den Wahlkreisen mit der langfristig höchsten Arbeitslosigkeit ein sehr ausgeprägter Unterschied in ihrer Wirkung in beiden Gruppen von Bundesländern. Überdies fällt in der Gruppe B auf, daß die Vorzeichen der Koeffizienten der Arbeitslosenquote des September 1972 in den Wahlkreisen mit mindestens fünfmal überdurchschnittlicher Arbeitslosenquote sich gegenüber den gewohnten Zusammenhängen umkehren. Dieser Befund widerspricht der weiter oben gegebenen Interpretation, daß regionalstrukturelle Arbeitsmarktprobleme die traditionelle Mehrheitspartei des betreffenden Bundeslandes begünstigen. Die neunzehn bayrischen, rheinland-pfälzischen und schleswig-holsteinischen Wahlkreise mit seit 1972 fünf- oder sechsmal überdurchschnittlicher Arbeitslosigkeit folgen davon abweichend — wenn auch nur schwach — der Tendenz des übrigen Bundesgebietes, daß anhaltende Strukturprobleme des regionalen Arbeitsmarktes der SPD zugute kommen. Inwiefern diese teilweise Umkehrung bisher konsistent beobachteter Zusammenhänge auf die Existenz von Reaktionsschwellen verweist, soll hier offen bleiben.

Wir kommen nun zu dem zweiten eingangs beschriebenen Ansatz, der unmittelbar auf die numerische Schätzung der Schwellenwerte in der Wählerreaktion abzielt. Dazu werden die gleichen Regressionen wie oben für vier Gruppen von Wahlkreisen berechnet, die nach ihrer Arbeitslosenquote vom September 1976 voneinander abgegrenzt werden. Als Intervallgrenzen dienen dabei drei, vier und fünf Prozent. Da aber nur 30 Wahlkreise im September 1976 Arbeitslosenquoten unterhalb von drei Prozent hatten, wird die Klasse der Wahlkreise mit den niedrigsten Arbeitslosenquoten bis unterhalb 3,5 Prozent erweitert, wodurch 78 Fälle erfaßt werden. Die zuvor getroffenen Feststellungen über die Vergleichbarkeit der Werte der multiplen Determinationskoeffizienten gelten auch hier uneingeschränkt, so daß in Tabelle 52

wiederum für die einzelnen Gruppen von Wahlkreisen die Veränderungen der korrigierten Werte von  $R^2$  durch zusätzliche Einbeziehung der Arbeitslosigkeitsindikatoren wiedergegeben werden.

Tabelle 51

**Für zwei Gruppen von Bundesländern und fünf Gruppen von Wahlkreisen mit im Verlauf der Legislaturperiode unterschiedlich hoher Arbeitslosigkeit getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten**

Abhängige Variable	Wahlkreise in mindestens ... von sechs Zeitpunkten über dem Bundesmittel der Arbeitslosenquote	Unabhängige Variable			
		Arbeitslosenquote im September 1972 (1975 für FDP)		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
		A	B	A	B
CDU/CSU	2	- 0,076	0,032	0,084	0,036
	3	- 0,106	0,024	0,099	0,029
	4	- 0,118	0,031	0,135	0,041
	5	- 0,118	- 0,018	0,140	0,031
	6	- 0,149	- 0,033	0,196	0,021
SPD	2	0,079	- 0,030	- 0,071	- 0,031
	3	0,109	- 0,020	- 0,082	- 0,021
	4	0,123	- 0,019	- 0,107	- 0,034
	5	0,116	0,028	- 0,118	- 0,012
	6	0,137	0,019	- 0,174	- 0,013
FDP	2	- 0,010		—	—
	3	- 0,010		—	—
	4	- 0,009		—	—
	5	- 0,008		—	—
	6	- 0,009		—	—
Regierung	2	0,070	- 0,041	- 0,074	- 0,027
	3	0,100	- 0,031	- 0,088	- 0,017
	4	0,113	- 0,028	- 0,124	- 0,037
	5	0,109	0,027	- 0,136	- 0,021
	6	0,134	0,007	- 0,189	- 0,034

A, B: Wie Tabelle 40.

Tabelle 52

**Durch die Einbeziehung der Arbeitsmarktlage erzielter Zuwachs der korrigierten Werte von  $R^2$  in Gruppen von Wahlkreisen mit unterschiedlicher Arbeitslosenquote im September 1976**

Arbeitslosenquote im September 1976 von ... bis unter ... Prozent	N	Abhängige Variable			
		CDU/ CSU	SPD	FDP	Regie- rung
0 - 3,5	78	0,016	0,004	0,158	0,011
3 - 4	78	0,063	0,092	0,165	0,069
4 - 5	64	0,126	0,124	0,163	0,102
5 -	48	0,101	0,079	0,115	0,057

In den Werten der Tabelle 52 könnte man im Gegensatz zu Tabelle 50 einen gewissen Beleg für die Existenz von Reaktionsschwellen sehen. Dies gilt nicht für die FDP, deren Stimmenanteile in allen vier Gruppen von Wahlkreisen durch die Arbeitslosenquote des September 1975 etwa gleich gut erklärt werden. In den 78 Wahlkreisen mit Arbeitslosenquoten im September 1976 bis unter 3,5 Prozent aber werden maximal 1,6 Prozent der Varianz in den übrigen drei Stimmenanteilen durch die Arbeitsmarktlage zusätzlich erklärt. In den Wahlkreisgruppen mit Arbeitslosenquoten im September 1976 von drei Prozent aufwärts sind es nie unter 6,3 Prozent und in der Regel erheblich mehr, woraus auf einen Schwellenwert der Reaktion auf die Arbeitsmarktlage von zwischen 3 und 4 Prozent Arbeitslosenquote im Wahlkreis unmittelbar vor der Wahl geschlossen werden könnte, der für das Abschneiden der FDP jedoch bedeutungslos ist.

Die Parameterschätzungen der Tabelle 53 zwingen indes zu einer teilweisen Relativierung dieses Schlusses. Für die FDP wird der Befund der Tabelle 52 voll bestätigt, da die geschätzten Koeffizienten der Arbeitslosenquote vom September 1975 nur Skalierungseffekte widerspiegeln, die angesichts der hohen Korrelation zwischen den Arbeitslosenquoten vom September 1975 und vom September 1976 besonders ausgeprägt sind. In den Gleichungen der Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung weisen die Koeffizienten der Arbeitslosenquote des Monats September 1972 in den Ländern der Gruppe B allenfalls ähnliche Größenordnungseffekte auf. Von dem durch die Hypothese der Existenz von Reaktionsschwellen implizierten Anstieg der Werte der Koeffizienten bei steigender Arbeitslosigkeit kann gar nicht die Rede sein. In den Bundesländern der Gruppe A dagegen entsprechen die Koeffizienten der Arbeitslosenquote des Monats September 1972 dieser Hypothese: Bis zu einer Arbeitslosenquote von drei Pro-

Tabelle 53

**Für zwei Gruppen von Bundesländern und vier Gruppen von Wahlkreisen mit verschiedenen Arbeitslosenquoten im September 1976 getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten**

Abhängige Variable	Arbeitslosenquote im September 1976 von ... bis unter ... Prozent	Unabhängige Variable			
		Arbeitslosenquote im September 1972 (1975 für FDP)		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
		A	B	A	B
CDU/CSU	0 - 3,5	- 0,037	0,182	0,104	- 0,105
	3 - 4	- 0,077	0,109	0,029	0,115
	4 - 5	- 0,064	- 0,005	0,149	- 0,080
	5 -	- 0,129	0,034	0,074	0,054
SPD	0 - 3,5	0,029	- 0,120	- 0,076	0,019
	3 - 4	0,092	- 0,066	- 0,027	- 0,151
	4 - 5	0,060	- 0,008	- 0,128	0,032
	5 -	0,117	- 0,020	- 0,066	- 0,029
FDP	0 - 3,5	- 0,013		—	—
	3 - 4	- 0,012		—	—
	4 - 5	- 0,007		—	—
	5 -	- 0,004		—	—
Regierung	0 - 3,5	0,017	- 0,153	- 0,100	0,084
	3 - 4	0,083	- 0,108	- 0,024	- 0,125
	4 - 5	0,055	- 0,030	- 0,140	0,044
	5 -	0,112	- 0,024	- 0,074	- 0,024

A, B: Wie Tabelle 40.

zent im September 1976 findet eine Reaktion kaum statt, bei darüberliegenden Werten ist eine deutliche Reaktion in den Wahlergebnissen sichtbar, die auch die oben ermittelte Nichtlinearität zu bestätigen scheint. Wiederum gegen die Existenz von Reaktionsschwellen sprechen die Koeffizienten der Veränderungen der Arbeitslosenquoten vom Juni zum September 1976. Sie weisen in beiden Gruppen von Bundesländern erratische Schwankungen auf, die sich in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein auch auf die Vorzeichen erstrecken und nicht als

durch die Größenordnungen der unabhängigen Variablen bedingt erklärt werden können.

Die hier erarbeiteten Ergebnisse über Reaktionsschwellen sind zu komplex, um sie auf einen einfachen Nenner zu bringen. Für die FDP können keine neuen Erkenntnisse berichtet werden. In den Ländern der Gruppe A scheinen zwischen den drei übrigen Stimmenanteilen und der Arbeitsmarktlage nichtlineare Beziehungen zu bestehen. Je mehr ein Wahlkreis in einem dieser Bundesländer unter Arbeitslosigkeit zu leiden hat, desto stärker wird sein Wahlergebnis durch die zwei berücksichtigten Arbeitslosigkeitsindikatoren determiniert. Schwellenwerte im eigentlichen Sinn können nur in den gleichen Bundesländern und nur in der Reaktion auf regionalstrukturelle Arbeitsmarktprobleme festgestellt werden. Es fällt schwer, dafür nachträglich eine plausible Erklärung zu liefern, denn eigentlich sollte man erwarten, daß Reaktionsschwellen — wenn überhaupt — für alle Wahlkreise gleich und eher besonders für kurzfristige konjunkturelle Schwankungen der Beschäftigungssituation gelten. Bei einem relativ niedrigen Stand der aktuellen Arbeitslosigkeit im Wahlkreis wäre es plausibel, wenn die Wählerschaft deren kurzfristige Fluktuationen vernachlässigte, aber dennoch eventuelle strukturelle Schwierigkeiten in die Wahlentscheidung einfließen ließe. Unser Befund widerspricht dieser Überlegung diametral. Es ist allerdings nicht auszuschließen, daß die Querschnittanalyse zur Erforschung der Existenz und der Effekte von Reaktionsschwellen nicht optimal geeignet ist, da die Wähler aller Wahlkreise sich dem gleichen bundesweiten Kontext gegenübersehen, von dem sie natürlich unterschiedlich betroffen sind. Die erste in diesem Abschnitt berichtete Analyse könnte mithin dem Querschnittscharakter der Daten adäquater sein als die zweite. Zur weiteren Verfolgung der Schwellenwertproblematik könnte man auf kombinierte Quer- und Längsschnittuntersuchungen auf Wahlkreisebene zurückgreifen, denen in der Bundesrepublik von der Datenlage her wenig im Wege steht.

#### **5.4. Arbeitslosigkeit und die Bundestagswahl 1976 im föderativen Regierungssystem**

##### **5.4.1. Regierungsbeteiligung in den Bundesländern**

Die seit 5.2.2. bei der Analyse der Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung durchgehaltene Trennung nach zwei Gruppen von Bundesländern ist rein „induktiver“ Natur. Substantiell sollte man erwarten, daß die Zusammenhänge zwischen Arbeitslosigkeit und Wahlergebnissen sich eher zwischen CDU/CSU-regierten und SPD/FDP-regierten Bundesländern unterscheiden als zwischen Bayern,

Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein einerseits und den übrigen sieben Bundesländern andererseits. Ob dem so ist, läßt sich bei der Bundestagswahl 1976 leicht ermitteln, weil zum Zeitpunkt dieser Wahl nur zwei Arten von Landesregierungen amtierten, nämlich von SPD/FDP-Koalitionen getragene und allein von CDU oder CSU gebildete. Die Auswirkungen der Regierungsbeteiligung können also für alle drei Parteien in einem Arbeitsgang geschätzt werden indem bei der mehrfach beschriebenen Berechnung der Regressionsgleichungen drei Hilfsvariablen eingeführt werden, die in den Wahlkreisen der CDU/CSU-regierten Bundesländer die Werte der ursprünglichen Arbeitslosigkeitsindikatoren — der Arbeitslosenquoten vom September 1972 und 1975 und ihrer Veränderungen vom Juni zum September 1976 — und in den übrigen Wahlkreisen den Wert Null annehmen.

Tabelle 54

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf zwei Arbeitslosigkeitsindikatoren, deren Effekte für CDU/CSU- und SPD/FDP-regierte Bundesländer getrennt geschätzt werden ( $N = 223$ )**

Abhängige Variable	unkorrigiert	korrigiert
CDU/CSU .....	0,507	0,476
SPD .....	0,584	0,558
FDP .....	0,474	0,447
Regierung .....	0,569	0,542

Vergleicht man Tabelle 54 mit Tabelle 41, dann wird deutlich, daß die Differenzierung nach der Regierungsbeteiligung in den Bundesländern zwar die Wahlergebnisse insgesamt besser erklären hilft als wenn man über alle Wahlkreise hinweg analysiert, daß aber die „induktiv“ ermittelte Einteilung in zwei Gruppen von Bundesländern die unerklärte Varianz noch weiter reduziert. Allein für die FDP ergibt die Kontrolle der Regierungsbeteiligung in den Ländern sinnvolle Resultate, während die Absetzung von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein gegen den Rest der Bundesländer sich für diese Partei als unnütz erwiesen hatte. Der Anstieg der in den Stimmenanteilen der FDP erklärten Varianz beträgt zwar nur etwa ein Prozent, Tabelle 55 zeigt aber, daß die FDP in den von ihr mitregierten Bundesländern unter hoher Arbeitslosigkeit im Wahlkreis bei der Bundestagswahl 1976 sehr viel stärker zu leiden hatte als in den von CDU und CSU regierten Ländern.

Tabelle 55

**Für CDU/CSU- und SPD/FDP-regierte Bundesländer getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten**

Abhängige Variable	Unabhängige Variable			
	Arbeitslosenquote im September 1972 (1975 für FDP)		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	
	SPD/FDP-Länder	CDU/CSU-Länder	SPD/FDP-Länder	CDU/CSU-Länder
CDU/CSU .....	- 0,077	0,002	0,085	0,059
SPD .....	0,099	0,001	- 0,067	- 0,056
FDP .....	- 0,013	- 0,008	—	—
Regierung .....	0,079	- 0,011	- 0,067	- 0,060

Die Beziehungen zwischen dem Abschneiden von CDU/CSU, SPD und der Bundesregierung und der Arbeitsmarktlage indessen sind in den von der CDU regierten Ländern Baden-Württemberg, Niedersachsen und Saarland denjenigen in den SPD/FDP-Ländern ähnlicher als denjenigen in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein. Das geht nicht nur aus den im Vergleich zu Tabelle 41 niedrigen multiplen Determinationskoeffizienten hervor, sondern auch aus den Parameterschätzungen, die für die Veränderungen der Arbeitslosenquoten vom Juni zum September 1976 in Tabelle 55 für SPD/FDP- und CDU/CSU-Länder näher aneinanderliegen als in Tabelle 42 für die Länder der mit „A“ und „B“ bezeichneten Gruppen. Die hier zugrundegelegte Klassifikation diskriminiert also nicht so scharf zwischen Wahlkreisen mit unterschiedlich starken Reaktionen auf konjunkturelle Fluktuationen des Arbeitsmarktes.

Noch deutlicher ist die Überlegenheit der alten Klassifikation an den Koeffizienten der Arbeitslosenquote des September 1972 abzulesen. In den von CDU/CSU regierten Ländern liegen diese Koeffizienten nahe bei Null, woraus geschlossen werden könnte, in diesen Bundesländern spiele diese Variable keine Rolle. Aus Tabelle 42 wissen wir jedoch, daß dieser Schluß falsch und durch die Aggregation gegenläufiger Zusammenhänge produziert ist. In Baden-Württemberg, dem Saarland und Niedersachsen reagieren die Stimmenanteile der beiden großen Parteien etwas schwächer aber in der gleichen Richtung auf regionalstrukturelle Arbeitsmarktprobleme wie in den von der SPD regierten Ländern. In Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein sind diese Zusammenhänge etwa gleich stark, gehen aber in die entgegengesetzte



Richtung. Diese Gegenläufigkeit wird verwischt, wenn man die Bundesländer nach der parteipolitischen Zusammensetzung ihrer Landesregierungen zusammenfaßt. Wir bleiben deshalb — außer für die FDP — bei der alten Einteilung und erhalten die inhaltlichen Aussagen aus 5.3.1. aufrecht. Die Wählerreaktion auf kurzfristige Schwankungen der Arbeitslosigkeit ist in allen Bundesländern etwa gleich; relativ hohe Arbeitslosenquoten vor der Rezession nützen in den einzelnen Bundesländern derjenigen Partei, die dort traditionell die Landesregierung führt. Da Niedersachsen eher als traditionelles SPD-Land bezeichnet werden kann und erst seit Frühjahr 1976 aufgrund eines „Unglücksfalls“ eine CDU-Regierung hatte, weichen nur die Ergebnisse für Baden-Württemberg und das Saarland von dieser „Regel“ ab. Aufgrund der geringen Fallzahl ist eine detaillierte Untersuchung der Ursachen dieser Abweichung für das Saarland kaum möglich, für Baden-Württemberg wäre sie noch zu leisten.

#### **5.4.2. Besitz des Direktmandats seit 1972 und Wiederkandidatur des direkt gewählten Abgeordneten**

In diesem Abschnitt wollen wir den Einfluß von zwei weiteren politischen Variablen auf den Zusammenhang zwischen der Arbeitslosigkeit und dem Ergebnis der Bundestagswahl 1976 untersuchen. Es handelt sich um die Parteizugehörigkeit des 1972 direkt gewählten Wahlkreisabgeordneten und um die Frage einer eventuellen erneuten Kandidatur dieses Abgeordneten. Mittels der ersten Variablen versuchen wir herauszufinden, ob die Arbeitslosigkeit sich auf die Wahlergebnisse in Hochburgen der beiden großen Parteien unterschiedlich auswirkt, was in den vorangehenden Abschnitten nur für ganze Bundesländer diskutiert wurde. Die zweite Variable soll helfen zu klären, ob die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Stimmenverteilungen davon berührt werden, daß eine der großen Parteien den Amtsbonus des bisherigen Inhabers des Direktmandats für sich hat.

Das methodische Vorgehen entspricht völlig dem in 5.3.1. oder 5.3.4.2. bei der nach Gruppen von Bundesländern oder nach Wahlkreisen mit steigender oder fallender Arbeitslosigkeit getrennten Schätzung beschriebenen. Wir beginnen zunächst mit der Differenzierung nach zwei Gruppen von Bundesländern, wobei für jeden in die Regressionsanalyse einzubeziehenden Arbeitslosigkeitsindikator eine Hilfsvariable für die eine Gruppe von Bundesländern definiert wird. Entsprechend dem Ergebnis des vorigen Abschnitts werden die Bundesländer für die FDP nach ihrer Beteiligung an den Landesregierungen in zwei Klassen eingeteilt. Für jede der bisher definierten unabhängigen Variablen wird dann eine weitere Hilfsvariable definiert, die in den 1972 von der SPD gewonnenen Wahlkreisen den Wert der ursprünglichen Variablen und

in den von der CDU/CSU gewonnenen Wahlkreisen den Wert Null hat. Nun wird zu jeder dieser Variablen eine Hilfsvariable definiert, die den Wert der ursprünglichen Variablen erhält, wenn der bisherige Inhaber des Direktmandats wieder zur Wahl steht, und ansonsten gleich Null gesetzt wird. Schließlich definieren wir zu jeder der bislang genannten Variablen auf die in 5.3.4.2. erläuterte Art eine weitere Hilfsvariable zur Messung asymmetrischer Reaktionen. Regrediert man einen bestimmten Stimmenanteil auf einen bestimmten Arbeitslosigkeitsindikator mit all seinen Hilfsvariablen, dann kann man aus den Parameterschätzungen den Effekt dieses Arbeitslosigkeitsindikators auf den betreffenden Stimmenanteil in 16 verschiedenen Gruppen von Wahlkreisen ablesen, die in zwei Gruppen von Bundesländern fallen, 1972 von CDU/CSU oder SPD gewonnen wurden, in denen der 1972 direkt gewählte Abgeordnete erneut kandidiert oder nicht und schließlich der betreffende Arbeitslosigkeitsindikator ansteigt oder nicht.

Tabelle 56 gibt die Entwicklung der erklärten Varianzanteile wieder, wenn diese Hilfsvariablen in der aufgeführten Reihenfolge schrittweise in die Schätzung einbezogen werden. Da wir die bisher analysierten Modelle zugrunde legen, versteht es sich von selbst, daß die Ausgangswerte in der ganz linken Spalte der Tabelle 56 für die FDP mit denjenigen der Tabelle 54 und für die übrigen Stimmenanteile mit denjenigen der Tabelle 41 identisch sind. Bei allen Stimmenanteilen führt die Einbeziehung der Parteizugehörigkeit des 1972 im Wahlkreis direkt gewählten Abgeordneten zu einem drastischen Anstieg der gebundenen Varianz, der bereinigt für die FDP knapp neun und ansonsten zwanzig und mehr Prozent beträgt. Die Berücksichtigung einer Wiederkandidatur des 1972 direkt gewählten Abgeordneten bringt für die FDP nichts ein, steigert aber die in den anderen Stimmenanteilen erklärte Varianz nochmals um ein bis zwei Prozent. Der zusätzliche Beitrag asymmetrischer Reaktion liegt — wie erwartet — in derselben Größenordnung, allerdings wissen wir ja bereits aus 5.3.4.2., daß dieser Reaktionsmechanismus im Abschneiden der FDP nicht festzustellen ist. Der bereinigte Anteil der erklärten Gesamtvarianz liegt nun bei den Stimmenanteilen der beiden großen Parteien und der Bundesregierung knapp unter 80 Prozent, bei der FDP etwas über 50 Prozent. Allein durch die Mittelwerte der Stimmenanteile in den einzelnen Bundesländern können 40 bis 48 Prozent bzw. für die FDP 28 Prozent der Gesamtvarianz in den Wahlergebnissen auf Wahlkreisebene gebunden werden. Die zusätzliche Varianzreduktion erfolgt nur durch die Arbeitsmarktlage im Wahlkreis, wenn ihre Effekte nach verschiedenen Gruppen von Wahlkreisen differenziert werden.

Wenden wir uns nun den einzelnen Parameterschätzungen zu. Relativ einfach sind natürlich die Ergebnisse für die FDP in Tabelle 57 zu

interpretieren, deren vollständiges Modell zeigt, wie ihr Stimmenanteil in vier Gruppen von Wahlkreisen durch die Arbeitslosenquote vom September 1975 beeinflusst wird. Unter hoher Arbeitslosigkeit hat die FDP bundesweit zu leiden und zwar am stärksten in den 1972 von der CDU gewonnenen Wahlkreisen in solchen Bundesländern, in denen sie mitregiert. Es folgen die 1972 an die SPD gegangenen Wahlkreise in diesen Bundesländern, dann die CDU/CSU-Wahlkreise in den CDU/CSU-Ländern. Am schwächsten sind die mit der Arbeitsmarktlage korrelierten Verluste der FDP in 1972 von der SPD in von CDU oder CSU regierten Ländern gewonnenen Wahlkreise.

Tabelle 56

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf zwei Arbeitslosigkeitsindikatoren, deren Effekte für verschiedene Gruppen von Wahlkreisen getrennt geschätzt werden (N = 223)**

Abhängige Variable	korrigiert?	Separate Schätzung für zwei Gruppen von Bundesländern	zusätzlich Direktmandat	zusätzlich Wiederkandidatur	zusätzlich asymmetrische Reaktion
CDU/CSU ..		0,534	0,761	0,785	0,815
SPD .....	nein	0,590	0,771	0,794	0,816
FDP .....		0,474	0,538	0,541	—
Regierung ..		0,593	0,785	0,808	0,833
CDU/CSU ..		0,505	0,741	0,758	0,773
SPD .....	ja	0,565	0,752	0,767	0,774
FDP .....		0,447	0,534	0,513	—
Regierung ..		0,567	0,767	0,784	0,795

Tabelle 57

**Koeffizienten der Arbeitslosenquote des September 1975 im vollständigen Modell für die FDP**

FDP in Landesregierung	Direktmandat 1972 an	
	SPD	CDU/CSU
ja .....	— 0,012	— 0,015
nein .....	— 0,006	— 0,009

Wesentlich schwieriger ist die Interpretation der vollständigen Modelle für die drei anderen Stimmenanteile, da sie neben den neun Bundesland-Dummies 32 weitere unabhängige Variablen enthalten, nämlich die Arbeitslosenquote im Wahlkreis vom September 1972 nebst 15 Hilfsvariablen zur Differenzierung ihrer Auswirkungen für die verschiedenen Gruppen von Wahlkreisen sowie die Veränderung der Arbeitslosenquote vom Juni zum September 1976 mit ebenfalls 15 Hilfsvariablen. Tabelle 58 gibt für die einzelnen Merkmalskombinationen die Zahl der Wahlkreise an, auf denen die in den Tabellen 59 und 60 für CDU und SPD getrennt aufgeführten Parameterschätzungen der vollständigen Modelle beruhen. Auf die tabellarische Präsentation der für die Bundesregierung geschätzten Koeffizienten wird aus Platzgründen verzichtet; ihre Vorzeichen sind mit den für die SPD ermittelten ausnahmslos identisch.

Wegen der Komplexität dieser vollständigen Modelle wollen wir nur einige zentrale Befunde hervorheben. Zunächst zur Arbeitslosenquote des September 1972. Es fällt auf, daß im Gegensatz zu der bislang konsistent beobachteten Gegenläufigkeit der Koeffizienten in den Wahlkreisen der mit „A“ und „B“ bezeichneten Gruppen von Bundesländern entsprechende Koeffizienten in beiden Gruppen nun gleiche Vorzeichen haben. Zwischen den beiden Gruppen von Bundesländern besteht nur noch der Unterschied, daß hohe Arbeitslosenquoten vor der Rezession sich in den Ländern der Gruppe A stärker auf die Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD auswirken als in den Ländern der Gruppe B.

Gegenläufige Vorzeichen treten nun durchweg zwischen den Wahlkreisen auf, deren Direktmandat 1972 von der CDU/CSU bzw. von der SPD gewonnen wurde. Hohe Arbeitslosenquoten vor der Rezession kommen stets derjenigen Partei zugute, die 1972 im Wahlkreis die Mehrheit hatte, und schaden der unterlegenen Partei. Daraus folgt, daß die in 5.3.1. und nochmals im vorigen Abschnitt konstatierte Orientierung an der traditionellen Mehrheitspartei als Folge regionalstruktureller Arbeitsmarktprobleme nicht etwa auf Landesebene, sondern für kleinere regionale Einheiten wirksam ist. Daß weiter oben der entgegengesetzte Eindruck entstehen konnte, ist eine Folge der Konzentration der Hochburgen der beiden großen Parteien auf bestimmte Bundesländer. Sobald wir die lokalen Mehrheitsverhältnisse berücksichtigen, treten in den Wahlkreisen Reaktionsweisen auf regionale Strukturprobleme zutage, die mit den häufig angenommenen anti-gouvernementalen Effekten wenig zu tun haben. „Bestraft“ wird diejenige Partei, die in der betreffenden Region ohnehin weniger Unterstützung hat, wovon die „Lokalmatadoren“ profitieren. Dieser Befund deckt sich mit Umfrageergebnissen — etwa denjenigen Roths (1973) — wonach starke Partei-

Tabelle 58

Zahl der Wahlkreise, auf denen die in den Tabellen 59 und 60 wiedergegebenen Schätzungen der Koeffizienten für CDU/CSU und SPD beruhen

		Direktmandat 1972 an			
		CDU/CSU		SPD	
		Inhaber des Direktmandats kandidiert wieder			
		ja	nein	ja	nein
Arbeitslosenquote September 1972	B				
	Zunahme	34	48	12	19
	Abnahme	49	66	18	25
	A				
Zunahme	126	166	79	105	
Abnahme	167	223	95	126	
Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	B				
	Zunahme	18	23	6	7
	Abnahme	41	57	17	23
	A				
Zunahme	43	53	19	22	
Abnahme	141	223	85	112	

A, B: Wie Tabelle 40.

gänger stets den politischen Gegner für ökonomische Mißstände verantwortlich machen.

Ein weiteres interessantes Ergebnis ist der zwischen CDU/CSU- und SPD-Kreisen unterschiedliche Effekt einer Wiederkandidatur des 1972 direkt gewählten Wahlkreisabgeordneten. Steht ein direkt gewählter Abgeordneter von CDU oder CSU wieder zur Wahl, dann profitiert seine Partei von einer relativ hohen Arbeitslosenquote des Jahres 1972 deutlicher, als wenn ein neuer Direktkandidat aufgestellt wird. Bei der SPD verhält es sich in der Regel genau umgekehrt. Daraus könnte man folgern, daß das Auftreten eines Oppositionsabgeordneten den oben beschriebenen Effekt verstärkt, während die Kandidatur eines bisherigen Regierungsabgeordneten ihn abschwächt. In Anbetracht der Möglichkeit gleichzeitiger Aktivitäten von über Listen gewählten Abgeordneten in den Wahlkreisen ist diese Interpretation allerdings mit einiger Vorsicht zu betrachten.

Kommen wir nun zu den Fluktuationen der Arbeitslosenquote unmittelbar vor der Bundestagswahl 1976. Gegenüber der durch die bisherigen Analysen geweckten Erwartung, daß Zunahmen der CDU/CSU nützen und der SPD schaden sollten, enthält die Tabelle 59 sieben und die Tabelle 60 sechs „falsche“ Vorzeichen, die alle in komplementäre Zellen der beiden Tabellen fallen, wenn man von dem numerisch geringfügigen negativen Koeffizienten der CDU in den 1972 an die SPD gegangenen Wahlkreisen in Ländern der Gruppe A mit Wiederkandidatur und abnehmender Arbeitslosigkeit absieht. Die meisten der übrigen sechs „falschen“ Vorzeichen werden aus recht geringen Fallzahlen ermittelt. Zwei „falsche“ Vorzeichen in CDU/CSU-Wahlkreisen werden in zehn bzw. neun Wahlkreisen berechnet. In den Ländern der Gruppe A gibt es vierzehn 1972 von der SPD gewonnene Wahlkreise mit fallender Arbeitslosigkeit und ohne Wiederkandidatur des bisherigen Inhabers des Direktmandats, für die ebenfalls von der Erwartung abweichende Zusammenhänge gefunden werden. Drei „falsche“ Koeffizienten schließlich fallen in bayrischen, rheinland-pfälzischen und schleswig-holsteinischen SPD-Kreisen an, von denen es insgesamt 23 gibt. Diese unerwarteten Resultate könnten zu dem Schluß verleiten, daß die Reaktion auf die kurzfristigen Schwankungen der Beschäftigungssituation im Wahlkreis möglicherweise doch etwas differenzierter aussieht, als das in den früher berichteten Ergebnissen deutlich wurde. Angesichts der relativ geringen Fallzahlen und des unsystematischen Musters der „falschen“ Vorzeichen ist die wahrscheinlichste Erklärung jedoch die, daß besondere Umstände in einigen wenigen Wahlkreisen, die mit der Arbeitsmarktlage nicht zusammenhängen, einige Schätzungen verzerrt haben. In der großen Mehrzahl der Wahlkreise werden die in den vorangehenden Abschnitten vorgeführten Befunde bestätigt,

Tabelle 59

## Koeffizienten des vollständigen Modells für die CDU/CSU

		Direktmandat 1972 an			
		CDU/CSU		SPD	
		Inhaber des Direktmandats kandidiert wieder			
		ja	nein	ja	nein
Arbeitslosenquote September 1972	B Zunahme	0,036	0,005	- 0,066	- 0,027
	B Abnahme	0,040	0,012	- 0,060	- 0,128
	A Zunahme	0,098	0,180	- 0,048	- 0,045
	A Abnahme	0,178	0,120	- 0,073	- 0,121
Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	B Zunahme	0,081	0,025	- 0,252	- 0,234
	B Abnahme	0,073	- 0,111	0,219	- 0,024
	A Zunahme	- 0,037	0,106	0,181	0,274
	A Abnahme	0,070	0,290	- 0,015	- 0,070

A, B: Wie Tabelle 40.

Tabelle 60

## Koeffizienten des vollständigen Modells für die SPD

		Direktmandat 1972 an				
		CDU/CSU		SPD		
		Inhaber des Direktmandats kandidiert wieder				
		ja	nein	ja	nein	
Arbeitslosenquote September 1972	B	Zunahme	- 0,032	- 0,031	0,063	0,027
		Abnahme	- 0,030	- 0,014	0,080	0,115
	A	Zunahme	- 0,055	- 0,123	0,062	0,064
		Abnahme	- 0,108	- 0,055	0,089	0,167
Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - September 1976	B	Zunahme	- 0,071	- 0,005	0,260	0,472
		Abnahme	- 0,066	0,066	- 0,187	0,031
	A	Zunahme	0,029	- 0,097	- 0,148	- 0,436
		Abnahme	- 0,058	- 0,207	- 0,015	0,090

A, B: Wie Tabelle 40.



daß Zunahmen der Arbeitslosigkeit unmittelbar vor der Wahl der SPD und der Bundesregierung schaden. Die einzige wirklich bemerkenswerte Ausnahme stellen die 22 SPD-Kreise in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein dar, für die fast ausnahmslos das Gegenteil zutrifft. Diesen Wahlkreisen ist gemeinsam, daß sie zumeist von 1972 an CDU oder CSU gegangenen Kreisen umgeben sind und 1972 relativ geringe Mehrheiten für die SPD hervorbrachten, die mithin 1976 nicht sehr viele Stimmen verlieren konnte, ohne das Direktmandat einzubüßen. Inwiefern diese Situation für die abweichenden Resultate in diesen Wahlkreisen verantwortlich ist, sei dahingestellt.

Für die einzelnen Dichotomien der Tabellen 59 und 60 kann ganz kurz folgendes festgehalten werden: In 1972 von der SPD gewonnenen Wahlkreisen sind die Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD gegenüber kurzfristigen Schwankungen der Arbeitslosenquoten generell empfindlicher als in den an Kandidaten von CDU und CSU gefallen. Zwischen den beiden Gruppen von Bundesländern bestehen keine großen und systematischen Unterschiede in der Stärke der Zusammenhänge, was bereits in 5.3.1. herausgefunden wurde. Fast ausnahmslos gilt, daß Veränderungen der Arbeitslosenquoten auf die Stimmenverteilungen stärker durchschlagen, wenn der 1972 direkt gewählte Abgeordnete nicht wieder kandidiert. Eine derartige Kandidatur bringt der betreffenden Partei so etwas wie einen „Amtsbonus“ ein, weil sie eine gewisse Entscheidungshilfe für den individuellen Wähler darstellt. Entfällt er, dann bleibt in der Wählerentscheidung mehr Spielraum für eine Orientierung an ökonomischen Erwägungen.

Die Befunde dieses Abschnitts sind zum Teil etwas spekulativ, weil äußerst komplexe und differenzierte Zusammenhänge unterstellt werden, zu deren Schätzung zum Teil nur wenige Fälle zur Verfügung stehen. Als halbwegs gesichert kann gelten, daß es für die Beziehung zwischen dem Abschneiden der beiden großen Parteien bei der Bundestagswahl 1976 und der Beschäftigungslage entscheidend ist, welche Partei 1972 im Wahlkreis das Übergewicht hatte. Ebenso gesichert ist, daß die Arbeitslosigkeit sich in zwei Gruppen von Bundesländern unterschiedlich stark und zum Teil auch in unterschiedlicher Richtung auf das Wahlergebnis auswirkt. Bei einigen anderen Ergebnissen der Tabellen, die hier verbal gar nicht ausgeführt wurden, könnte es sich durchaus um raum-zeitliche Idiosynkrasien handeln — etwa was die Reihenfolge der Stärke der Koeffizienten in den einzelnen Gruppen von Wahlkreisen anbelangt. Es ist deshalb zur Absicherung dringend notwendig, Replikationsversuche an vergangenen und zukünftigen Wahlen und eventuell auch in Umfragestudien durchzuführen. Trotz der genannten Widersprüchlichkeiten und Idiosynkrasien soll im folgenden Abschnitt versucht werden, mittels dieser vollständigen Modelle für die

Auswirkungen der Arbeitsmarktlage Prognosen — oder besser gesagt Postdiktionen — für die Ergebnisse der Bundestagswahlen 1976 vorzulegen.

### 5.5. Prognose der Bundestagswahl 1976 aus der Arbeitsmarktlage

Die vollständigen Modelle des vorigen Abschnitts beschreiben die im Querschnitt der Wahlkreise bei der Bundestagswahl 1976 bestehenden Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Stimmenverteilungen. Da es sich schon der Auswahl der unabhängigen Variablen nach um post festum Beschreibungen einer spezifischen Wahl handelt, ist es kaum möglich, die Parameter dieser Modelle mittels der Daten früherer Jahre zu schätzen, um dann aus den aktuellen Werten der ökonomischen Variablen echte Prognosen für das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 abzuleiten, was den eigentlichen Test der intertemporalen Stabilität der ermittelten Zusammenhänge darstellen würde. Wir können also nur mit einer Postdiktion aufwarten, welche die Güte der Modelle bei der nachträglichen statistischen Erklärung demonstriert aber nicht auf ihre prognostische Eignung schließen läßt. Um diesen Aspekt in den Griff zu bekommen, wäre es wiederum notwendig, vergleichbare Querschnittanalysen anderer Bundestagswahlen zu unternehmen.

Tabelle 61

**Standardabweichungen der abhängigen Variablen und Standardfehler der Schätzung nur für Bundesland-Dummies und für vollständige Modelle (in Prozent)**

Abhängige Variable	Standardabweichung	Standardfehler der Schätzung	
		nur durch Bundesland-Dummies	durch vollständige Modelle
CDU/CSU .....	9,2	7,1	4,4
SPD .....	8,7	6,5	4,1
FDP .....	2,1	1,7	1,4
Regierung .....	9,5	6,9	4,3

Tatsächliche Wahlergebnisse, Postdiktionswerte und ihre Fehler für vier Stimmenanteile in 223 Wahlkreisen könnten nur in einem umfangreichen Tabellenanhang vollständig wiedergegeben werden, worauf zur Platzersparnis verzichtet wird. Die Güte der Postdiktionen läßt sich insgesamt auch beurteilen, wenn man die Standardfehler der Schätzung der einzelnen abhängigen Variablen durch die vollständigen Modelle

ihren Standardabweichungen gegenüberstellt, was in Tabelle 61 geschieht. Diese Tabelle zeigt, daß die Streuung der tatsächlichen um die nachträglich „vorhergesagten“ Werte sich deutlich reduzieren läßt, wenn man die letzteren zunächst aus den Landesmittelwerten der Anteile der für die einzelnen Parteien abgegebenen Stimmen und dann zusätzlich aus der Beschäftigungssituation in den Wahlkreisen ableitet.

Dies läßt sich ebenfalls aus Tabelle 62 ablesen, die für die einzelnen Bundesländer angibt, in wievielen Wahlkreisen der Fehler der Postdiktion für CDU/CSU, SPD und die Bundesregierung zwischen Null und zwei, zwei und vier und über vier Prozent liegt. Die Intervallgrenzen für die FDP betragen ein und zwei Prozent. Diese Tabelle verdeutlicht nochmals, daß die Qualität der vollständigen Modelle nicht in allen Bundesländern gleich hoch ist. Andererseits geht daraus hervor, daß allein durch die Eigenheiten des Arbeitsmarkts im Wahlkreis die Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 für CDU/CSU, SPD und die Bundesregierung in rund drei Viertel der Wahlkreise auf vier Prozent genau oder besser, für die FDP in fast 200 von 223 Wahlkreisen auf zwei Prozent oder besser *post festum* erklärt werden können. Auch wenn man berücksichtigt, daß die Effekte der Arbeitsmarktlage im vorigen Abschnitt für einzelne Gruppen von Wahlkreisen recht fein differenziert wurden, ist dieses Ergebnis im Grunde genommen doch besser als man erwarten konnte. Bei der Arbeitslosigkeit handelt es sich ja nur um eine von vielen möglicherweise relevanten Erklärungsvariablen auf Aggregatebene, und ferner sind wirklich erhebliche Zunahmen der erklärten Varianzanteile nur mit zwei der vier im vorigen Abschnitt behandelten Dichotomien verbunden, nämlich den Einteilungen in zwei Gruppen von Bundesländern und in CDU/CSU- bzw. SPD-Wahlkreise. Es kann mithin erwartet werden, daß derart differenzierte Auswirkungen der Beschäftigungslage in den Wahlkreisen sich auch nachweisen lassen, wenn im folgenden Abschnitt weitere sozialstrukturelle Variablen zur Erklärung der Wahlergebnisse herangezogen werden und damit der Möglichkeit eventueller Scheinzusammenhänge Rechnung getragen wird.

Zuvor jedoch wollen wir zum Abschluß noch einen Blick auf die Implikationen der vollständigen Modelle aus dem letzten Abschnitt werfen, wenn ein etwas anderer zeitlicher Verlauf der Arbeitslosigkeit unterstellt wird als der tatsächlich erfolgte. Nehmen wir für die Freien Demokraten an, daß die Rezession nicht stattgefunden hätte und die Arbeitslosenquoten des September 1975 mit denjenigen des September 1972 identisch gewesen wären, dann hätte die FDP nach dem Modell der Tabelle 57 im Mittel der Wahlkreise etwa zwei Prozent der Stimmen mehr erhalten als es tatsächlich der Fall war, also um 10 Prozent. Für die beiden großen Parteien implizieren die Modelle der Tabellen

Tabelle 62: Anzahl der Wahlkreise in den einzelnen Bundesländern, in denen der Fehler der Postdiktation innerhalb bestimmter Intervalle liegt

Abhängige Variable	Fehler der Postdiktation (%)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Zusammen
CDU/CSU	0 - 2	9	2	8	1	27	7	4	15	20	2	95
	2 - 4	0	5	11	1	16	12	5	9	9	1	69
	4 -	2	1	10	1	16	1	7	9	10	2	59
SPD	0 - 2	9	2	10	1	25	13	5	14	20	2	101
	2 - 4	2	4	6	1	16	4	4	10	11	1	59
	4 -	0	2	13	1	18	3	7	9	8	2	63
FDP	0 - 1	7	5	14	1	32	13	9	17	25	3	126
	1 - 2	4	2	12	2	16	6	4	10	11	2	69
	2 -	0	1	3	0	11	1	3	6	3	0	28
Regierung	0 - 2	9	4	11	1	25	12	5	16	15	2	100
	2 - 4	0	4	7	1	17	6	5	7	14	0	61
	4 -	2	0	11	1	17	2	6	10	10	3	62
Zusammen		11	8	29	3	59	20	16	33	39	5	223

1: Schleswig-Holstein  
 2: Hamburg  
 3: Niedersachsen  
 4: Bremen  
 5: Nordrhein-Westfalen

6: Hessen  
 7: Rheinland-Pfalz  
 8: Baden-Württemberg  
 9: Bayern  
 10: Saarland

59 und 60, daß bei vom Juni zum September 1976 gleichbleibenden Arbeitslosenquoten die CDU/CSU im Mittel aller Wahlkreise etwa ein halbes Prozent der Stimmen mehr und die SPD um den gleichen Stimmenanteil weniger erhalten hätte, als es dann am 3. Oktober der Fall war. Spekulativ könnte man also formulieren, daß — *ceteris paribus* — die leichte konjunkturelle Erholung des Jahres 1976 die Koalition gerettet hat.

### **5.6. Arbeitslosigkeit und das Ergebnis der Bundestagswahl 1976 im Rahmen eines umfassenden sozialstrukturellen Erklärungsansatzes**

Zu Ende des Abschnitts 1.3.2. wurde bedauernd darauf hingewiesen, daß Aggregatanalysen in der Wahlforschung in der Regel entweder mit ökonomischen Variablen oder mit sonstigen Variablen aus dem Bereich der Sozialstruktur arbeiten, nicht aber beide Arten von Erklärungsgrößen zu integrieren suchen. Wir wollen hier einen derartigen Versuch unternehmen — und zwar vor allem um festzustellen, ob die bislang ermittelten Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeitsindikatoren und Stimmenanteilen bei der Bundestagswahl 1976 zumindest teilweise dadurch zustandekommen, daß die ersteren die Effekte von aus den Modellen ausgeschlossenen Drittvariablen an sich ziehen. In 5.3.1. wurde zwar mittels Partialkorrelation bereits nachgewiesen, daß die Arbeitsmarktlage eines Wahlkreises sich unabhängig von seiner Erwerbsstruktur auf seine Wahlergebnisse auswirkt. Dieses Resultat soll hier durch andere Aspekte der Sozialstruktur ergänzt werden.

Zu diesem Zweck regredieren wir unsere vier abhängigen Variablen in einem ersten Schritt — wie gewohnt — auf die Bundesland-Dummies. In einem zweiten Schritt werden fünf sozialstrukturelle Merkmale der einzelnen Wahlkreise eingeführt, nämlich die Anteile der Katholiken und der Personen mit Abitur an der Wohnbevölkerung und die Anteile der Landwirte, der Selbständigen und der Arbeiter an den gesamten Erwerbspersonen des Kreises. Erst im dritten Schritt werden die üblichen Arbeitslosigkeitsindikatoren einbezogen, deren Effekte für zwei Gruppen von Bundesländern und für 1972 von der CDU/CSU bzw. der SPD gewonnene Wahlkreise getrennt geschätzt werden.

Die multiplen Determinationskoeffizienten in Tabelle 63 zeigen sehr deutliche Zusammenhänge zwischen den fünf Sozialstrukturvariablen und den Wahlergebnissen an, was den in anderen Studien über frühere Bundestagswahlen berichteten hohen Produkt-Moment-Korrelationen zwischen diesen Variablen und den Stimmenanteilen der Parteien entspricht (z.B. Kaltefleiter 1973: 142 ff., Kaase 1973: 176 ff.). Diese Tabelle zeigt überdies, daß die Arbeitsmarktlage in den Wahlkreisen zusätzlich zu den Sozialstrukturvariablen nochmals beträchtliche Varianzanteile

Tabelle 63

**Korrigierte und unkorrigierte Werte von  $R^2$  bei Regression auf Bundesland-Dummies sowie zusätzlich auf fünf Sozialstrukturvariablen und zwei Arbeitslosigkeitsindikatoren, deren Effekte für zwei Gruppen von Bundesländern und für CDU/CSU- und SPD-Kreise getrennt geschätzt werden (N = 223)**

Abhängige Variable	unkorrigiert		korrigiert	
	zusätzlich Sozialstrukturvariablen	zusätzlich Arbeitslosigkeitsindikatoren	zusätzlich Sozialstrukturvariablen	zusätzlich Arbeitslosigkeitsindikatoren
CDU/CSU .....	0,850	0,906	0,840	0,895
SPD .....	0,850	0,918	0,840	0,909
FDP .....	0,776	0,848	0,760	0,831
Regierung .....	0,885	0,933	0,877	0,925

Tabelle 64

**Für zwei Gruppen von Bundesländern und CDU/CSU- und SPD-Kreise getrennt geschätzte Regressionskoeffizienten der Arbeitslosigkeitsindikatoren bei gleichzeitiger Regression auf Bundesland-Dummies und fünf Sozialstrukturvariablen**

Abhängige Variable	Länder	Unabhängige Variable			
		Arbeitslosenquote im September 1972 (1975 für FDP)		Veränderung der Arbeitslosenquote Juni - Sept. 1976	
		Direktmandat 1972 an			
		CDU/CSU	SPD	CDU/CSU	SPD
CDU/CSU	A	0,050	- 0,042	0,039	0,046
	B	0,013	- 0,027	0,028	- 0,024
SPD	A	- 0,054	0,049	- 0,037	- 0,048
	B	- 0,016	0,033	- 0,026	0,030
FDP	SPD/FDP	- 0,013	- 0,010	—	—
	CDU/CSU	- 0,006	- 0,003	—	—
Regierung	A	- 0,060	0,058	- 0,044	- 0,061
	B	- 0,023	0,041	- 0,033	0,044

A, B: Wie in Tabelle 40.

bindet. Ihr Einfluß auf die Stimmenanteile ist also zumindest zu einem großen Teil unabhängig von den fünf berücksichtigten Dimensionen der Sozialstruktur. Allerdings gehen die in Tabelle 64 wiedergegebenen Koeffizienten der Arbeitslosigkeitsindikatoren<sup>75</sup> gegenüber den Werten der Tabellen 59 und 60 betragsmäßig zurück, woraus folgt, daß diese früheren Schätzungen zum Teil noch gewisse Effekte der Sozialstruktur der Wahlkreise an sich gezogen hatten. Die Schätzwerte der Tabelle 64 sind also, was ihre Größenordnung angeht, mit Sicherheit zuverlässiger als diejenigen der vorangehenden Tabellen. Was indes die Richtung der beobachteten Zusammenhänge und die Reihenfolge ihrer Stärke anbelangt, zwingt Tabelle 64 nicht zu der geringsten Neuinterpretation. Alle inhaltlichen Aussagen dieses Kapitels über die Wirkungsweise der Beschäftigungssituation in den Wahlkreisen sind mithin unabhängig davon, ob man sie in der Gesamtvarianz der Wahlergebnisse oder nur in den durch sozialstrukturelle Größen unerklärten Varianzanteilen festzustellen versucht. Wie hoch der durch die Arbeitsmarktlage erklärte Varianzanteil geschätzt wird, hängt natürlich davon ab, welche Variablen zuvor in die Modelle einbezogen werden. Wichtiger als diese Quantifizierung ist jedoch der Befund ihrer Richtung nach stabiler Beziehungen, den wir hier festhalten können.

### 5.7. Alternativen zum ökologischen Fehlschluß:

#### Das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1976

Es ist eindeutig darauf hingewiesen worden (3.2.), daß diese Arbeit von einem Erkenntnisinteresse ausgeht, das soziale Aggregate als relevante Forschungsobjekte auffaßt und auf nichts anderes abzielt als auf die Beziehungen zwischen den ökonomischen Zuständen und der Verteilung der politischen Präferenzen in solchen Aggregaten. Dementsprechend wurde bislang nie auf Individualebene argumentiert. Wir beschreiben etwa die Reaktionen der gesamten Wählerschaft bestimmter Wahlkreise auf ein Ansteigen der Arbeitslosigkeit in den letzten drei Monaten vor der Bundestagswahl 1976, nicht aber das Verhalten der in diesem Zeitraum arbeitslos Gewordenen. Derart werden ökologische Fehlschlüsse vermieden.

In 3.5.1.2. wurde erwähnt, daß Robinsons (1950) klassischer Aufsatz zum ökologischen Fehlschluß Versuche nach sich gezogen hat, Techniken zu entwickeln, mit deren Hilfe gültige Schlüsse von der Aggregat- auf die Individualebene zulässig und möglich sein sollten. Am interessantesten ist wohl das Verfahren von Goodman (1959), dessen grundlegende Logik dort ebenfalls entwickelt wurde. Wir wollen hier nicht repetieren,

---

<sup>75</sup> Die Koeffizienten der Sozialstrukturvariablen werden in der Tabelle 64 nicht aufgeführt, weil sie für unser inhaltliches Problem irrelevant sind.

sondern eine Verallgemeinerung des Verfahrens, das Goodman nur für zwei dichotomische Variablen ausarbeitete, am Beispiel des Wahlverhaltens der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1976 vorführen.

Dazu benötigen wir zunächst die Zahl der Arbeitslosen pro Wahlkreis. Da diese Daten für die gleichen Einheiten vorliegen wie die Arbeitslosenquoten<sup>76</sup>, entsteht dadurch kein neues Problem. Wir verwenden die Arbeitslosenzahlen vom September 1976. Für alle 223 Wahlkreise gilt:

Gesamtbevölkerung = Erwerbstätige + Arbeitslose + Sonstige

Wahlberechtigte =  $k_1$  Erwerbstätige +  $k_2$  Arbeitslose +  $k_3$  Sonstige

$$= k_1 \text{ Erwerbstätige} + k_2 \text{ Arbeitslose} + k_3 (\text{Gesamtbevölkerung} - \text{Erwerbstätige} - \text{Arbeitslose})$$

$$= (k_1 - k_3) \text{ Erwerbstätige} + (k_2 - k_3) \text{ Arbeitslose} + k_3 \text{ Gesamtbevölkerung}$$

Dabei sind  $k_1$  bis  $k_3$  Konstanten mit Werten zwischen Null und Eins, welche die Anteile der Wahlberechtigten in den drei Bevölkerungsgruppen wiedergeben. Es folgt:

$$(1) \quad \frac{\text{Wahlberechtigte}}{\text{Gesamtbevölkerung}} = (k_1 - k_3) \frac{\text{Erwerbstätige}}{\text{Gesamtbevölkerung}} + (k_2 - k_3) \frac{\text{Arbeitslose}}{\text{Gesamtbevölkerung}} + k_3$$

Diese Gleichung ist genau identifiziert. Durch Regression des Anteils der Wahlberechtigten an der Bevölkerung des Wahlkreises auf die Anteile der Erwerbstätigen und der Arbeitslosen können  $k_1$  bis  $k_3$  geschätzt werden. Hier interessiert allein  $k_2$ , das den Anteil der Wahlberechtigten unter den Arbeitslosen im Mittel aller Wahlkreise angibt.

In einem zweiten Schritt gehen wir von der folgenden Gleichung aus:

$$\text{Abgegebene Stimmen} = k_4 k_2 \text{ Arbeitslose} + k_5 (\text{Wahlberechtigte} - k_2 \text{ (Arbeitslose)})$$

$k_4$  mißt die Wahlbeteiligung bei wahlberechtigten Arbeitslosen,  $k_5$  die Wahlbeteiligung bei solchen Wahlberechtigten, die nicht arbeitslos sind. Daraus folgt eine zweite Schätzgleichung für die Regression der Wahlbeteiligung auf den Anteil der Arbeitslosen an den Wahlberechtigten. Zusammen mit dem oben geschätzten Wert von  $k_2$  können aus den geschätzten Parametern von (2) die differentiellen Werte der Wahlbeteiligung in beiden Gruppen von Wahlberechtigten errechnet werden.

<sup>76</sup> Cf. dazu Abschnitt 3.4.3.



$$(2) \quad \text{Wahlbeteiligung} = \frac{\text{Abgegebene Stimmen}}{\text{Wahlberechtigte}} = \\ = (k_4 k_2 - k_5 k_3) \frac{\text{Arbeitslose}}{\text{Wahlberechtigte}} + k_5$$

In einem dritten Schritt stellen wir die Zahl der für die CDU bzw. die CSU in jedem Wahlkreis abgegebenen Stimmen folgendermaßen dar:

$$\text{CDU/CSU-Stimmen} = k_6 k_4 k_2 \text{ Arbeitslose} + k_7 k_5 (\text{Wahlberechtigte} - \\ - k_2 \text{ Arbeitslose}) = (k_6 k_4 k_2 - k_7 k_5 k_2) \text{ Arbeitslose} + k_7 k_5 \text{ Wahlberechtigte}$$

Dabei gibt  $k_6$  den Anteil der CDU/CSU-Wähler an den wahlberechtigten und sich tatsächlich an der Wahl beteiligenden Arbeitslosen an,  $k_7$  den Anteil der CDU/CSU-Wähler an den nicht-arbeitslosen Wahlberechtigten, die zur Wahl gehen. Aus den Schätzwerten für  $k_2$ ,  $k_4$  und  $k_5$  und den geschätzten Koeffizienten der folgenden Gleichung (3) lassen sich diese Anteile  $k_6$  und  $k_7$  bestimmen. Dieser dritte Schritt der bivariaten Regression ihres Stimmenanteils an den Wahlberechtigten auf den Arbeitslosenanteil an den Wahlberechtigten jedes Kreises ist für jede der Parteien getrennt durchzuführen.

$$(3) \quad \frac{\text{CDU-Stimmen}}{\text{Wahlberechtigte}} = (k_6 k_4 k_2 - k_7 k_5 k_2) \frac{\text{Arbeitslose}}{\text{Wahlberechtigte}} + k_7 k_5 .$$

Nach der Darstellung der Methode können wir sofort zu den Ergebnissen übergehen. Aus der Schätzung von (1) über alle Wahlkreise hinweg folgt für  $k_2$  ein Wert von 1,06. Daß der Anteil der Wahlberechtigten an den Arbeitslosen über 100 Prozent liegen soll, ist natürlich sinnlos. Wir bleiben also nicht verschont von dem Fehler, den Shively (1969) als den bei der Anwendung des Goodman-Modells am häufigsten auftretenden nennt, der Schätzung von Prozentsätzen über 100. Die Ursache derartiger Fehlschätzungen ist nach Shively die Verletzung der von Goodmans Modell implizierten Annahme, daß die Aggregateinheiten nicht nach den Werten der abhängigen Variablen — in unserem Fall also dem Anteil der Wahlberechtigten an der Bevölkerung — gruppiert sind. Durch die unterschiedlichen Altersstrukturen in ländlichen und großstädtischen Wahlkreisen ist diese Annahme hier ganz klar verletzt, so daß wir uns über diesen numerisch sinnlosen Schätzwert nicht zu wundern brauchen. Allerdings ist das Ausmaß der Verzerrung nicht übermäßig. Da nicht wahlberechtigte Arbeitslose nur in die Altersgruppe von 15 bis 17 Jahre fallen, dürfte der wahre Wert trotz hoher Jugendarbeitslosigkeit ganz dicht unter 1 liegen. Wir fahren also in der weiteren Auswertung unter Verwendung des dubiosen Schätzwerts von 1,06 fort und wollen bedenken, daß im folgenden berichtete wenig plausible Ergebnisse dadurch produziert sein könnten.

Für die Wahlbeteiligung schätzen wir aus (2) 95,6 Prozent für arbeitslose ( $k_4$ ) und 90,7 Prozent für nicht arbeitslose Wahlberechtigte ( $k_5$ ). Bei Gewichtung durch den Anteil der Arbeitslosen an den Wahlberechtigten folgt daraus eine allgemeine Wahlbeteiligung von 90,9 Prozent, der eine tatsächliche von 91 Prozent gegenübersteht. Dieses Ergebnis wird also sehr genau reproduziert, jedoch ist der Schätzwert für die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen unerwartet hoch. Dieses Ergebnis spricht gegen eine höhere politische Apathie unter Arbeitslosen und verdient, durch Umfragen auf seine Richtigkeit überprüft zu werden.

Tabelle 65

**Anteile der Parteien an den von arbeitslosen und sonstigen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen bei der Bundestagswahl 1976**

Partei	Arbeitslose	Sonstige
CDU/CSU .....	47,2	49,6
SPD .....	45,3	40,9
FDP .....	3,9	8,2
DKP .....	1,6	0,4
NPD .....	0,4	0,3
Zusammen .....	98,4	99,4

Kommen wir abschließend zu den Stimmenanteilen der einzelnen Parteien. Zu (3) analoge Gleichungen wurden über alle Wahlkreise hinweg für CDU/CSU, SPD, FDP, DKP und NPD geschätzt. Die aus  $k_2$ ,  $k_4$ ,  $k_5$  und den Koeffizienten dieser fünf Gleichungen berechneten Anteile dieser Parteien an den von arbeitslosen und nicht-arbeitslosen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen sind in Tabelle 65 aufgeführt. An diesen Ergebnissen fällt zunächst zweierlei auf. Zum einen addieren sich die Stimmenanteile der Parteien innerhalb der beiden Gruppen von Wählern recht genau auf 100 Prozent, zum anderen entsprechen bei Gewichtung durch den Anteil der Arbeitslosen an den Wahlberechtigten die Ergebnisse der Parteien in beiden Gruppen zusammen recht genau ihren tatsächlichen Stimmenanteilen. Für die einzelnen Parteien ergibt sich folgendes Bild:

Arbeitslose wählten 1976 etwas weniger häufig CDU und CSU und deutlich mehr SPD als nicht arbeitslose Wahlberechtigte. Die FDP schnitt bei Arbeitslosen ausgesprochen schlecht ab, die DKP relativ gut. Die NPD ließen beide Wählergruppen etwa gleichermaßen rechts liegen. Mit diesen Ergebnissen läßt sich übrigens das Funktionieren

ökologischer Fehlschlüsse am konkreten Anwendungsfall demonstrieren. Wir haben oben ermittelt, daß es bei der Bundestagswahl 1976 in den meisten Wahlkreisen der SPD schadete, wenn die Arbeitslosigkeit zwischen Juni und September 1976 nochmals anstieg. Da laut Tabelle 65 die Arbeitslosen aber eher SPD wählten als die übrigen Wahlberechtigten, müssen es gerade diese nicht arbeitslosen Wähler gewesen sein, die aufgrund dieses Anstiegs der Arbeitslosigkeit von der SPD zu CDU/CSU wechselten. Dieses Beispiel zeigt, wie notwendig es war, im vierten und fünften Kapitel bisher stets nur von der gesamten Wählerschaft bestimmter Aggregate und nie von einzelnen Wählergruppen zu sprechen.

Die Resultate des in diesem Abschnitt vorgeführten Exkurses sind vorläufiger Natur. Sie bedürfen der Absicherung durch Aggregatanalysen in nach verschiedenen Kriterien ausgewählten Untergruppen von Wahlkreisen — also etwa auf der Ebene der einzelnen Bundesländer — und durch Untersuchungen anderer Wahlen. Vor allem bedürfen sie aber der Kontrolle und Validierung durch Umfragen unter Arbeitslosen. In dieser Arbeit konnte und sollte nur eine erste tentative Illustration gegeben werden, wie sich bei geringfügiger Weiterentwicklung bereits vorhandener Forschungsinstrumente die traditionellen Grenzen der Aggregatdatenanalyse überwinden lassen. Es wäre erfreulich, wenn sie zu weiteren inhaltlichen Anwendungen des Goodmanschen Ansatzes und zur Auseinandersetzung mit seinen noch ungelösten methodologischen Problemen ermutigen würde. In dieser Richtung besteht ein beträchtliches und unausgeschöpftes Potential für sorgsam angelegte und interpretierte Aggregatdatenforschung.

## **6. Zusammenfassung der wichtigsten inhaltlichen Ergebnisse**

Die folgenden Aussagen fassen die Befunde der Kapitel 4. und 5. thesenartig — und damit notwendigerweise sehr stark vereinfacht — zusammen. Die Numerierung bezieht sich auf die Gliederung dieser beiden Kapitel.

### **6.1. Zur kombinierten Quer- und Längsschnittanalyse aller Bundes- und Landtagswahlen**

(4.2.1.) Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation zeigen sich deutlicher in den Stimmenanteilen bei einer Wahl als in ihren Veränderungen gegenüber der vorhergehenden Wahl. Sie zeigen sich etwas deutlicher im Stimmenanteil einer Regierung als in ihrem Stimmentwurf vor der Opposition.

Die Abhängigkeit der Stimmenanteile der Parteien von Arbeitslosigkeit und Inflation wird durch eventuelle Regierungsbeteiligung wenig beeinflusst.

(4.2.2.1.) Die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation auf die Ergebnisse von Bundes- und Landtagswahlen unterscheiden sich zwischen einzelnen Bundesländern nur mäßig.

(4.2.2.2.) Die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation unterscheiden sich in ihrer Richtung stark zwischen Bundes- und Landtagswahlen.

(4.2.2.3.) Die Effekte von Arbeitslosigkeit und Inflation scheinen bei den verschiedenen Bundestagswahlen ähnlich zu sein.

(4.3.1.) Arbeitslosigkeit und Inflation wirken viel stärker auf die Ergebnisse von Bundestagswahlen als auf die Ergebnisse von Landtagswahlen.

Steigende Arbeitslosigkeit schadet bei Bundestagswahlen der CDU/CSU und der SPD und nützt der FDP und der Bundesregierung. Hohe Inflationsraten schaden bei Bundestagswahlen der CDU/CSU und der Bundesregierung und nützen der SPD.

(4.3.2.) Für Bundestagswahlen sind Arbeitslosigkeit und Inflation, für Landtagswahlen Einkommen, Einkommensverteilung und Inflation die wichtigsten ökonomischen Variablen.

Bei Berücksichtigung aller vier Variablen besitzen die Effekte der Wirtschaftslage auf Bundes- und Landtagswahlen etwa gleiche Größenordnung.

Steigende Arbeitslosigkeit schadet bei Bundes- und Landtagswahlen der SPD und nützt CDU/CSU und FDP. Sie schadet der Bundesregierung und nützt Landesregierungen.

Hohe Inflationsraten schaden bei Bundes- und Landtagswahlen der CDU/CSU und nützen SPD und FDP. Sie schaden der Bundesregierung und nützen Landesregierungen.

Die Auswirkungen von Veränderungen in Einkommen und Einkommensverteilung sind zwischen Bundes- und Landtagswahlen ganz unterschiedlich.

(4.4.1.1.) Arbeitslosenzahl und Arbeitslosenquote haben identische Auswirkungen auf Wahlergebnisse.

Die Veränderung der Arbeitslosenzahl gegenüber dem Vorwahljahr erklärt Wahlergebnisse besser als die Arbeitslosenzahl des Wahljahres.

(4.4.1.2.) Wahlergebnisse in der Bundesrepublik werden durch ökonomische Prosperität beeinflusst. Ob individuelle Einkommenssteigerungen oder globales Wirtschaftswachstum stärker wirken, läßt sich wegen Multikollinearität der Indikatoren schwer entscheiden.

(4.4.1.3.) Reales Wirtschaftswachstum wirkt etwas stärker auf Wahlergebnisse als nominales. Die Effekte von Inflation und nominalem Wirtschaftswachstum können nicht unabhängig voneinander beurteilt werden.

(4.4.2.1.) Die Ergebnisse von Bundestagswahlen werden durch die wirtschaftliche Situation in der gesamten Bundesrepublik etwas besser erklärt als durch die Wirtschaftslage in den einzelnen Bundesländern. Bei Landtagswahlen ist das Gegenteil der Fall.

(4.4.2.2.) Abweichungen der wirtschaftlichen Lage in den einzelnen Bundesländern von bundesweiten Mittelwerten wirken sich weder auf Bundes- noch auf Landtagswahlen aus.

(4.4.3.1.) Auf Bundestagswahlergebnisse wirken sich eher Veränderungen der Wirtschaftslage über die ganze Legislaturperiode hinweg aus, auf Landtagswahlergebnisse eher Veränderungen der Wirtschaftslage während der zweiten Hälfte der Legislaturperiode.

(4.4.3.2.) Erwartungen der Wähler bezüglich ökonomischer Entwicklungen spielen bei Landtagswahlen keine Rolle, bei Bundestagswahlen beeinflussen sie nur die Reaktion auf die Arbeitsmarktlage.

(4.4.3.3.) Beschleunigung oder Verlangsamung ökonomischer Entwicklungen sind für Landtagswahlen annähernd bedeutungslos. Auf Bundestagswahlergebnisse wirken sie vor allem, wenn sie über die ganze Legislaturperiode hinweg gemessen werden.

(4.4.4.1.) Die Hypothese, daß Wahlergebnisse nur gegenüber Verschlechterungen, nicht aber gegenüber Verbesserungen der Wirtschaftslage empfindlich sind, kann weder für Bundes- noch für Landtagswahlen bestätigt werden.

(4.4.4.2.) Für einige Kombinationen aus abhängigen und unabhängigen Variablen erhält man — vor allem bei Bundestagswahlen — besonders gute Erklärungen unter der Hypothese, daß Verbesserungen und Verschlechterungen der Wirtschaftslage sich auf Wahlergebnisse unterschiedlich auswirken.

(4.5.1.) Für den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Bundestagswahlergebnissen ist die parteipolitische Zusammensetzung von Landesregierungen ohne Bedeutung.

(4.5.2.) Für den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Landtagswahlergebnissen ist die parteipolitische Zusammensetzung der Bundesregierung ohne Bedeutung.

(4.5.3.) Die Abhängigkeit von Bundes- und Landtagswahlergebnissen von der Wirtschaftslage wird durch Regierungsbeteiligung auf der jeweils anderen Ebene nicht beeinflußt. Als Ausnahme davon gilt, daß von der Bundesopposition geführte Landesregierungen von Arbeitslosigkeit und Inflation bei Landtagswahlen stärker profitieren als von der Kanzlerpartei geführte. Steigende Inflationsraten schaden bei Bundestagswahlen derjenigen der beiden großen Parteien, welche die Regierungspolitik im Bund verantwortet.

## **6.2. Zur Bundestagswahl 1976**

(5.2.1.) Die Ergebnisse der Bundestagswahlen von 1972 und 1976 auf Wahlkreisebene sind extrem hoch miteinander korreliert. Der Effekt der Arbeitslosigkeit zeigt sich bei der Bundestagswahl 1976 etwas deutlicher in den Stimmenanteilen der Bundesregierung in den Wahlkreisen als in ihrem Stimmenvorsprung vor der Opposition.

(5.2.2.) Die Arbeitsmarktlage im Wahlkreis wirkt sich auf das Abschneiden der FDP bei der Bundestagswahl 1976 in allen Bundesländern gleich aus. Die Effekte auf die Stimmenanteile von CDU/CSU, SPD und Bundesregierung sind in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein einerseits und den restlichen Bundesländern andererseits jeweils gegenläufig .

(5.3.1.) Die Ergebnisse der Bundestagswahl 1976 lassen sich optimal erklären, wenn sowohl konjunkturelle wie auch strukturelle Arbeitslosigkeit berücksichtigt wird. Ein Anstieg der konjunkturellen Arbeitslosigkeit nützt der CDU/CSU und schadet der SPD, strukturelle Arbeitslosigkeit kommt in den Wahlkreisen von Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein der CDU/CSU zugute, ansonsten der SPD.

(5.3.3.1.) Auswirkungen kurz- oder längerfristig gebildeter Erwartungen der Wähler über die Arbeitsmarktlage im Herbst 1976 auf das Ergebnis der Bundestagswahl lassen sich nicht nachweisen.

(5.3.3.2.) Auswirkungen einer Beschleunigung oder Verlangsamung des Verlaufs der Arbeitslosigkeit während der Legislaturperiode von 1972 bis 1976 auf das Ergebnis der Bundestagswahl lassen sich nicht nachweisen.

(5.3.4.1. und 5.3.4.2.) Bei der Bundestagswahl 1976 wird auf Zunahmen der Arbeitslosigkeit sehr viel stärker reagiert als auf Abnahmen. Sind diese Zunahmen konjunkturell bedingt, so schaden sie bundesweit der SPD und der Bundesregierung und kommen der CDU/CSU-Opposition zugute

(5.3.4.3.) Schwellenwerte der Arbeitslosigkeit, unterhalb derer sie sich auf Wahlergebnisse nicht auswirkt, lassen sich bei der Bundestagswahl 1976 nur für einige Bundesländer, nur für einen Arbeitslosigkeitsindikator und nur für CDU/CSU und SPD, nicht aber für den Stimmenanteil der FDP nachweisen. In den Wahlkreisen der meisten Bundesländer scheint die Reaktion der Wahlergebnisse auf die Arbeitsmarktlage um so stärker zu sein, je länger ein Wahlkreis vor der Wahl Arbeitslosenquoten über dem Bundesdurchschnitt aufwies.

(5.4.1.) Hohe Arbeitslosenquoten vor der Rezession kommen mit Ausnahme von Baden-Württemberg und dem Saarland der im jeweiligen Bundesland traditionell die Landesregierung führenden Partei zugute. Die FDP leidet unter hoher Arbeitslosigkeit in denjenigen Bundesländern besonders stark, in denen sie an der Landesregierung beteiligt ist.

(5.4.2.) Hohe Arbeitslosigkeit im Wahlkreis vor der Rezession kommt in der Regel derjenigen Partei zugute, die 1972 das Direktmandat des Wahlkreises gewann. Ob der bisherige Inhaber des Direktmandats sich wieder zur Wahl stellt, beeinflusst teilweise die Stärke und die Richtung der Zusammenhänge zwischen den Stimmenanteilen der Parteien und der Arbeitsmarktlage im Wahlkreis. Steigende Arbeitslosigkeit unmittelbar vor der Wahl schadet der SPD in allen Wahlkreisen mit Ausnahme der von ihr 1972 in Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein gewonnenen.

(5.6.) Die zwischen der Arbeitslosigkeit und den Stimmenanteilen bei der Bundestagswahl 1976 ermittelten Zusammenhänge sind gegenüber der Einbeziehung von weiteren sozialstrukturellen Variablen in die Erklärungsmodelle weitgehend invariant.

(5.7.) Mittels entsprechenden Einsatzes der Regressionsanalyse können aus Aggregatwahlergebnissen Aussagen über das Wahlverhalten bestimmter Wählergruppen — hier der Arbeitslosen — abgeleitet werden. Diese Aussagen sollten durch Umfragen überprüft werden.



## 7. Abschließende Bemerkungen

Das Ziel dieser Arbeit war, in der Literatur und in der politischen Diskussion des Alltags vorgefundene Hypothesen über die Zusammenhänge von ökonomischen Entwicklungen und Wahlergebnissen, die bislang vorwiegend für andere Staaten durch empirische Forschungen bestätigt oder in Zweifel gezogen worden sind, auch für die Bundesrepublik aufzunehmen. Durch quantitative Deskription sollte ein erster Eindruck davon gewonnen werden, in welchem Umfang diese Hypothesen hierzulande Gültigkeit besitzen und wie sie für einzelne Aspekte der ökonomischen Gesamtlage, für verschiedene mögliche Reaktionsweisen der Wählerschaft und angesichts des föderativen Regierungsaufbaus differenziert werden müssen. Ohne nochmals auf die im sechsten Kapitel zusammengefaßten Detailergebnisse einzugehen, kann man insgesamt festhalten, daß die Aggregatdatenanalyse eine Anzahl plausibler und konsistenter Befunde über die fraglichen Beziehungen erbrachte. Die globale Ausgangshypothese, die Wähler orientierten sich bei der Stimmabgabe in politischen Wahlen unter anderem an der Wirtschaftslage, ist mithin für die Bundesrepublik ebenso haltbar wie für die meisten anderen westlichen Demokratien. Allerdings muß sie in der Regel beträchtlich feiner ausgestaltet werden, um im konkreten Einzelfall Informationswert zu besitzen.

Dies zeigt sich ganz deutlich beim Vergleich der Ergebnisse des vierten und des fünften Kapitels. Zwar werden über die Richtung und die Stärke der Wirkung konjunktureller Arbeitsmarktschwankungen auf die einzelnen untersuchten Stimmenanteile meist konsistente Resultate erzielt, daneben sind aber eine Reihe von raum-zeitlichen Besonderheiten zu beobachten. Bei allen Bundestagswahlen zusammengenommen etwa profitiert die FDP von steigender Arbeitslosigkeit, 1976 trifft das Gegenteil zu. Im vierten Kapitel ist es unnötig, die Reaktionsweisen der Wählerschaft nach einzelnen Gruppen von Bundesländern zu trennen, im fünften Kapitel ist dies unerläßlich. Die Analysen beider Kapitel führen ebenso zu mehr oder weniger gegensätzlichen Aussagen über die Wirkungsweise verschiedener Arbeitslosigkeitsindikatoren, die Bildung von Erwartungen der Wähler über die Beschäftigungssituation und über die Stärke asymmetrischer Reaktionsmechanismen. Diese Diskrepanzen sind natürlich auch durch die Unterschiede in Ansatz und Methoden erklärbar, sie nähren aber den Verdacht, daß die

Untersuchungen des vierten Kapitels zum Teil über wichtige regionale und zeithistorische Spezifika der einzelnen Wahlen hinweggehen, obwohl sie bewußt auf einer niedrigeren Aggregationsebene angesetzt wurden als dies in vergleichbaren Studien üblich ist. Dieses Dilemma zwischen Generalität und Informationsgehalt zum Einzelfall ist freilich nicht auflösbar, es rechtfertigt aber den umfangreichen Versuch, Analysen auf verschiedene Aggregationsstufen nebeneinander zu stellen.

Im ersten Kapitel wurde die Relevanz der hier verfolgten Fragestellung nicht nur für die praktische Politik und die Wahlforschung, sondern auch für die ökonomische Theorie der Politik und von ihr ausgehende politisch-ökonomische Kreislaufmodelle verortet. Der globale Befund, daß sich in der Bundesrepublik an der Wirtschaftslage orientiertes Wahlverhalten nachweisen läßt, sichert eine der Grundannahmen dieser theoretischen Konstruktionen empirisch ab. Allerdings zwingen die berichteten differenzierten Einzelergebnisse zu einer Relativierung der simplen Hypothese, daß ein wirtschaftlicher Aufschwung stets der Regierung nützt und der Opposition schadet und eine Rezession entgegengesetzte Folgen hat. Mithin wäre zu fragen, ob die ökonomische Theorie der Politik längerfristig nicht davon profitieren könnte, wenn Weiterentwicklungen von Modellen der rationalen Wählerentscheidung sich stärker danach ausrichteten, welche ökonomischen Variablen in welcher Operationalisierung und bei welcher Modellspezifikation sich in empirischen Aggregatstudien als besonders relevant zur Erklärung von Wahlergebnissen herausgestellt haben. Dasselbe gilt für Modelle der stimmenmaximierenden Regierungspolitik. Wenn bestimmte Variablen in der Regel erwiesenermaßen mit konkreten Wahlergebnissen wenig zu tun haben, kommt Ableitungen über ihren Einsatz als Instrumente zur Stimmenmaximierung durch eine „rationale“ Regierung wenig praktische Relevanz zu. Auch für die Diskussion um einen möglichen „Autonomieverlust“ des politischen Systems können weitere Studien der hier vorgelegten Art von Bedeutung sein, denn die relative Autonomie des politischen und des ökonomischen Systems läßt sich nur anhand des Ausmaßes der Kontrolle beider Systeme über diejenigen Parameter der ökonomischen Gesamtsituation gewichten, die auf das Wählerverhalten tatsächlich durchschlagen.

Auf diesem Weg zur Identifikation von theoretisch *und* empirisch relevanten ökonomischen Bedingungsfaktoren von Wahlergebnissen und zur Erforschung ihrer spezifischen Wirkungsweisen stellt diese Arbeit trotz ihres Umfangs nur einen ersten Schritt dar. Sie dient der Vorklärung, ob weitere einschlägige Analysen fruchtbar zu sein versprechen. Davon kann nun ausgegangen werden. Sie dient ferner der Erarbeitung eines Inventars von vorläufigen Aussagen über die Beziehungen zwischen Wirtschaftslage und Wahlen in der Bundesrepu-

blik. Die Gegenüberstellung von kombinierter Quer- und Längsschnittanalyse und reiner Querschnittuntersuchung hat bereits gezeigt, wie notwendig weitere Versuche zur Replikation dieser vorläufigen Aussagen sind. Über ihre raum-zeitliche Invarianz kann hier noch nichts sicheres gesagt werden, so daß daraus Prognosen zukünftiger Wahlergebnisse nur unter umfassenden *ceteris-paribus*-Klauseln ableitbar sind. Besonders wichtig und aufschlußreich für die Frage nach der Strukturkonstanz wären mit den im fünften Kapitel berichteten Analysen vergleichbare Querschnittuntersuchungen anderer Bundes- und auch Landtagswahlen in relativ kleinen Aggregateinheiten, in die von der Datenlage her eine Reihe von weiteren Variablen zur Beschreibung von regionalen Konjunkturabläufen und Wirtschaftsstrukturen einbezogen werden könnten.

Neben der Vertiefung des in dieser Arbeit ansatzweise verfolgten Replikationsaspekts könnten weitere Untersuchungen sich auf eine Reihe von Problemen erstrecken, die hier unberücksichtigt bleiben mußten. Zunächst ist da die Gewichtung der Effekte des Komplexes der ökonomischen Variablen gegen sonstige Determinanten von Wahlergebnissen. Die Möglichkeiten von Schlüssen von der Aggregat- auf die Individualebene mit Hilfe des von Goodman angeregten Verfahrens konnten hier nur angedeutet werden, so daß weiterer Forschung darin ein weites Betätigungsfeld offensteht. Schließlich kann und soll diese Arbeit Anregungen und Hypothesen für Umfragestudien liefern, die als reine Replikationsversuche angelegt sein könnten, aber endlich auch einmal die Isolierung von individueller und ökologischer Ansatzebene überwinden sollten, was gerade in Studien über ökonomische Variablen und Wahlverhalten oft gefordert doch nur selten realisiert wird. Man könnte etwa versuchen, bei einer Befragung geäußerte Wahrnehmungen ökonomischer Entwicklungen in Beziehung zu setzen zur Arbeitsmarktlage oder zu den Einkommensverhältnissen in der Region, in welcher der Interviewpartner lebt, und die Wirkung beider Variablenkomplexe auf die politischen Präferenzen zu analysieren, wobei überdies noch der Aspekt der persönlichen Betroffenheit zu kontrollieren wäre. Der Phantasie sind dabei kaum Grenzen gesetzt. Über dieser eher konzeptionellen Fortführung und Ausweitung des in dieser Studie vorgelegten Forschungsansatzes sollten indes nicht die vielen kleinen ungelösten Detailprobleme vergessen werden, auf die im Verlauf des Textes hingewiesen wurde und die noch eine Lösung erwarten.

Um auch nur einen Teil der hier ganz knapp formulierten Anregungen aufzugreifen, bedarf es weiterer langfristig angelegter Forschungsprojekte. Ob derartige Projekte in der Bundesrepublik nach und nach folgen werden, hängt nicht zuletzt davon ab, ob die Aggregatdatenanalyse die Rolle eines Stiefkindes in der hiesigen Wahlforschung ab-

streifen kann. Es wäre erfreulich, wenn diese Arbeit dazu beitragen könnte. Diese Bewertung ergibt sich nicht nur aus sozialwissenschaftlich-methodologischer Neugier, welche die Fülle der einschlägigen verfügbaren Datenmengen nicht brachliegen sehen möchte, sondern auch aus der Überlegung, daß das Verhältnis von Politik und Ökonomie in der Bundesrepublik — wie in den meisten Industrienationen — tiefgreifenden Wandlungen ausgesetzt werden könnte. Leistungsfähigkeit und Wachstum der Wirtschaft waren in den letzten Jahrzehnten Kristallisationspunkte gesellschaftlichen und nationalen Selbstbewußtseins und Determinanten sozialer und politischer Stabilität. Vor uns liegen Jahre, in denen aufgrund der Unerfüllbarkeit vertrauter Erwartungen die Ökonomie vom Stabilisierungs- zum Krisenfaktor der Politik werden könnte. Zur Prognose solcher Krisenfaktoren tut es not, die quantitativ-historische Erforschung der Auswirkungen ökonomischer Verhältnisse und Entwicklungen auf politische Verhaltensweisen und Strukturen energisch voranzutreiben. Umfragematerial und Aggregatdaten stehen dabei als Quellenbasis zur Verfügung. Aufgrund der Lückenhaftigkeit des ersteren muß den letzteren ein hoher Stellenwert eingeräumt werden.

## 8. Anhang: Die Datensätze

### 8.1. Zur kombinierten Quer- und Längsschnittanalyse der Bundes- und Landtagswahlen 1946 - 1976

#### 8.1.1. Wahlergebnisse

##### 8.1.1.1. Termine von Bundes- und Landtagswahlen

Legislatur- Periode des Bundestags	Bundes- tags- wahl	Schles- wig- Holstein	Hamburg	Nieder- sachsen	Bremen	Nord- rhein- West- falen
—	14. 8. 49	20. 3. 47	13. 10. 46	20. 4. 47	12. 10. 47	20. 4. 47
1	6. 9. 53	9. 7. 50	16. 10. 49	6. 5. 51	7. 10. 51	18. 6. 50
2	15. 9. 57	12. 9. 54	1. 11. 53	24. 4. 55	9. 10. 55	27. 6. 54
3	17. 9. 61	28. 9. 58	10. 11. 57	19. 4. 59	11. 10. 59	6. 7. 58
4	19. 9. 65	23. 9. 62	12. 11. 61	19. 5. 63	29. 9. 63	8. 7. 62
5	28. 9. 69	23. 4. 67	27. 3. 66	4. 6. 67	1. 10. 67	10. 7. 66
6	19. 11. 72	25. 4. 71	22. 3. 70	14. 6. 70	10. 10. 71	14. 6. 70
7	3. 10. 76	13. 4. 75	3. 3. 74	9. 6. 74	28. 9. 75	4. 5. 75

Legislatur- Periode des Bundestags	Hessen	Rhein- land- Pfalz	Baden- Würt- temberg	Bayern	Saar- land	West- Berlin
—	1. 12. 46	18. 5. 47	18. 5. 47 <sup>a)</sup> 24. 11. 46 <sup>b)</sup>	1. 12. 46	—	5. 12. 48 <sup>d)</sup>
1	19. 11. 50	29. 4. 51	9. 3. 52 <sup>c)</sup>	26. 11. 50	—	3. 12. 50
2	28. 11. 54	15. 5. 55	4. 3. 56	28. 11. 54	18. 12. 55	5. 12. 54
3	23. 11. 58	19. 4. 59	15. 5. 60	23. 11. 58	4. 12. 60	7. 12. 58
4	11. 11. 62	31. 3. 63	26. 4. 64	25. 11. 62	27. 6. 65	17. 2. 63
5	6. 11. 66	23. 4. 67	28. 4. 68	20. 11. 66	—	12. 3. 67
6	8. 11. 70	21. 3. 71	23. 4. 72	22. 11. 70	14. 6. 70	14. 3. 71
7	27. 10. 74	9. 3. 75	4. 4. 76	27. 10. 74	4. 5. 75	2. 3. 75

a) Baden und Württemberg-Hohenzollern.

b) Württemberg-Baden.

c) Wahl zur Verfassunggebenden Landesversammlung.

d) Die Wahl vom 20. Oktober 1946 fand zur Stadtverordnetenversammlung von Groß-Berlin statt und ist mit späteren Wahlen nicht vergleichbar.

### 8.1.1.2. Besonderheiten in den Wahldaten

*Hamburg:* Bei der Bürgerschaftswahl von 1949 traten CDU, FDP und DKP (Deutsche Konservative Partei) als „Vaterländischer Bund Hamburg“ (VBH) auf. Zur Landtagswahl von 1953 waren CDU, FDP und DP als „Hamburg-Block“ eine Listenverbindung eingegangen. Die von diesen Listenverbindungen erhaltenen Stimmen wurden auf die einzelnen Parteien nach ihren Anteilen an den von den Parteien der betreffenden Listenverbindung gemeinsam gewonnenen Stimmen bei den Bundestagswahlen von 1949 bzw. 1953 umgelegt.

*Niedersachsen:* CDU und DP gingen mit einer gemeinsamen Liste in die Landtagswahl von 1951. Ihre Stimmen wurden nach ihren Stärkeverhältnissen bei der Bundestagswahl 1953 aufgeteilt.

*Baden-Württemberg:* Für die erste Runde der Landtagswahlen nach dem Krieg wurden die Wahlen vom November 1946 und Mai 1947 in den drei Landesteilen zusammengefaßt. Von 1950 bis 1952 fand in Baden-Württemberg keine Landtagswahl statt. Stattdessen wurde die Wahl zur Verfassunggebenden Landesversammlung vom 9. März 1952 herangezogen.

*Bayern:* Bei den Landtagswahlen in Bayern hat jeder Wahlberechtigte zwei Stimmen. Der Vergleichbarkeit halber wurden die Zahlen der abgegebenen und der gültigen und der von den einzelnen Parteien erhaltenen Stimmen durch zwei dividiert.

*Saarland:* Die erste Landtagswahl im Saarland fand 1955 statt. Zum Bundestag wurde erstmals 1957 gewählt.

### 8.1.1.3. Quellen der Wahldaten

Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*

davon abweichend für die Bundestagswahl 1976: *Das Parlament* 26 (1976) 41 vom 9. Oktober 1976.

für die Landtagswahlen außer West-Berlin bis 1951: W. Hirsch-Weber et al., *Wähler und Gewählte: Eine Untersuchung der Bundestagswahlen 1953*, Berlin, 1957, Anhang.

für die Wahlen zum Berliner Abgeordnetenhaus von 1948 und 1950: *Berliner Statistik*, Sonderheft 17, Berlin, 1952.

## 8.1.2 Quellen der Wirtschaftsdaten

### 8.1.2.1. Arbeitslosigkeit

*Bund:* *Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Arbeits- und sozialstatistische Mitteilungen* 26 (1975) 7/8, 251 f.

*Geschäftsbericht der Bank Deutscher Länder für die Jahre 1948 und 1949. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank.*

*Länder:* *Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Arbeits- und sozialstatistische Mitteilungen* (ab 1976: *Arbeits- und Sozialstatistik*).

*Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland.*

*Statistische Jahrbücher der Statistischen Ämter der Länder.*

### 8.1.2.2. Inflation

*Bund*: Statistisches Bundesamt, *Fachserie M 6: Einzelhandelspreise und Indexzahlen der Verbraucherpreise.*

*Schleswig-Holstein*: nicht erfaßt.

*Hamburg* (nur 1949 - 1966): *Statistisches Jahrbuch für die freie und Hansestadt Hamburg.*

*Niedersachsen*: nicht erfaßt.

*Bremen*: nicht erfaßt.

*Nordrhein-Westfalen*: *Statistisches Jahrbuch Nordrhein-Westfalen.*

*Hessen* (ab 1968): *Statistische Berichte des Hessischen statistischen Landesamts, Serie MI 2.*

*Rheinland-Pfalz*: nicht erfaßt.

*Baden-Württemberg*: *Statistische Berichte für Baden-Württemberg, Serie MI 2.*

*Bayern*: (ab 1970): *Statistisches Jahrbuch für Bayern.*

*Saarland* (ab 1960): *Statistische Berichte des statistischen Amtes des Saarlandes, Serie MI 2.*

*Berlin*: *Statistisches Jahrbuch Berlin.*

### 8.1.2.3. Wirtschaftswachstum

*Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*

*Statistische Jahrbücher der Statistischen Ämter der Länder*

Statistisches Bundesamt, *Fachserie N: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1: Konten und Standardtabellen*

### 8.1.2.4. Einkommen

*Bund*: Statistisches Bundesamt, *Fachserie N: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1: Konten und Standardtabellen.*

*Länder: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 5: Entstehung, Verteilung und Verwendung des Sozialprodukts in den Ländern: Standardtabellen 1960 bis 1970 (Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter), o. O., 1974.*

*Fortschreibung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder ab 1971 (in Vorbereitung, schriftliche Mitteilung des statistischen Landesamtes Baden-Württemberg in Stuttgart).*

### 8.1.2.5. Einkommensverteilung

Wie 8.1.2.4. Einkommen, für Bundesländer erst ab 1960.

**8.2. Zur Querschnitt-Untersuchung der Bundestagswahl 1976**

In dem verwandten Datensatz sind die Daten der folgenden Wahlkreise zu jeweils einem Wahlkreis zusammengelegt und gemittelt:

Wahlkreis-Nr.	Wahlkreis
36, 37, 38	Hannover 1, 2, 3
59, 60, 61, 62	Köln 1, 2, 3, 4
69, 70	Wuppertal 1, 2
74, 75, 76	Düsseldorf 1, 2, 3
87, 88, 89	Essen 1, 2, 3
90, 91	Duisburg 1, 2
97, 98	Gelsenkirchen 1, 2,
114, 115, 116	Dortmund 1, 2, 3
117, 118	Bochum 1, Bochum-Witten 2
140, 141, 142	Frankfurt 1, 2, 3
164, 165, 166	Stuttgart 1, 2, 3
179, 180	Mannheim 1, 2
204, 205, 206, 207, 208	München-Mitte, -Nord, -Ost, -Süd, -West



## 9. Literatur

Im Literaturverzeichnis werden in den Titeln von Zeitschriften folgende Abkürzungen verwandt:

APSR: American Political Science Review

J.: Journal

PVS: Politische Vierteljahresschrift

*Abrams, R.*, Some Conceptual Problems of Voting Theory, Beverly Hills, Cal., 1973.

*Abromeit, H.*, „Zum Verhältnis von Staat und Wirtschaft im gegenwärtigen Kapitalismus“ in: PVS 17 (1976) 1, 2 - 22.

— „Interessendurchsetzung in der Krise“ in: Aus Politik und Zeitgeschichte 27 (1977) 11, 15 - 37.

*Achen, C. H.*, „Mass Political Attitudes and the Survey Response“ in: APSR 69 (1975) 4, 1218 - 1231.

*Åkerman, J.*, „Political Economic Cycles“ in: *Kyklos* 1 (1947), 107 - 117.

*Albert, H.*, „Theorien in den Sozialwissenschaften“ in: H. Albert, ed., Theorie und Realität, Tübingen, 1972, 3 - 25.

*Albrecht, S. L.*, et al., „Attitudes as Predictors of Behavior Versus Behavior Intentions: A Convergence of Research Traditions“ in: *Sociometry* 39 (1976) 1, 1 - 10.

*Aldrich, J. H.*, et al., „A Method of Scaling With Applications to the 1968 and 1972 Presidential Elections“ in: APSR 71 (1977) 1, 111 - 130.

*Alker, H. R.*, et al., „On Measuring Inequality“ in: *Behavioral Science* 9 (1964) 3, 207 - 218.

— „A Typology of Ecological Fallacies“ in: M. Dogan et al., eds., Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences, Cambridge, Mass., 1969, 69 - 86.

*Allardt, E.*, „Aggregate Analysis: The Problem of Its Informative Value“ in: M. Dogan et al., eds., Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences, Cambridge, Mass., 1969, 41 - 51.

*Allingham, M. G.*, „The Measurement of Inequality“ in: *J. of Economic Theory* 5 (1972) 1, 163 - 169.

*Alt, J. E.*, et al., „Partisanship and Policy Choice: Issue Preferences in the British Electorate, February 1974“ in: *British J. of Political Science* 6 (1976) 3, 273 - 290.

*Anderson, T. W.*, The Statistical Analysis of Time Series, New York, 1971

*Aranson, P. H.*, et al., „Campaign Strategies for Alternative Election Systems: Candidate Objectives as an Intervening Variable“ in: H. R. Alker et al., eds., Mathematical Approaches to Politics, Amsterdam, 1973, 193 - 229.

- Aranson, P. H.*, et al., „Election Goals and Strategies: Equivalent and Non-equivalent Candidate Objectives“ in: *APSR* 68 (1974) 1, 135 - 152.
- Arcelus, F.*, et al., „The Effect of Aggregate Economic Variables on Congressional Elections“ in: *APSR* 69 (1975 a) 4, 1232 - 1239.
- et al., „Aggregate Economic Variables and Votes for Congress: A Rejoinder“ in: *APSR* 69 (1975 b) 4, 1266 - 1269.
- Arrow, K. J.*, *Social Choice and Individual Values*, New York, 1951.
- Asher, H. B.*, „Some Consequences of Measurement Error in Survey Data“ in: *American J. of Political Science* 18 (1974) 2, 469 - 485.
- *Causal Modeling*, Beverly Hills, Cal., 1976.
- Bank, H.-P.*, „Die Sozialgesetzgebung der Bundesrepublik Deutschland und ihr zeitlicher Zusammenhang mit den Wahlterminen seit 1949“ in: *Recht der Arbeit* 23 (1970), 101 - 108.
- Barkume, A. J.*, „Identification of Preference for Election Outcomes from Aggregate Voting Data“ in: *Public Choice* 27 (1976), 41 - 58.
- Barnett, M. J.*, „Aggregate Models of British Voting Behaviour“ in: *Political Studies* 21 (1973) 2, 121 - 134.
- Bartlett, R.*, *Economic Foundations of Political Power*, New York, 1973.
- Bean, L.*, *Ballot Behavior: A Study of Presidential Elections*, Washington, D. C., 1940.
- Berelson, B. R.*, et al., *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*, Chicago, 1954.
- Berger, M.*, „Parteidentifikation in der Bundesrepublik“ in: *PVS* 14 (1973) 2, 215 - 225.
- et al., „Bundestagswahl 1976: Politik und Sozialstruktur“ in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 8 (1977) 2, 197 - 231.
- Bernholz, P.*, „Economic Policies in a Democracy“ in: *Kyklos* 19 (1966), 48 - 80.
- *Grundlagen der Politischen Ökonomie, Erster Band*, Tübingen, 1972.
- *Grundlagen der Politischen Ökonomie, Zweiter Band*, Tübingen, 1975.
- Blalock, H. M.*, *Social Statistics*, New York, 1960.
- *Causal Inferences in Nonexperimental Research*, Chapel Hill, N. C., 1964.
- „Theory Building and the Statistical Concept of Interaction“ in: *American Sociological Review* 30 (1965) 3, 374 - 380.
- „The Measurement Problem: A Gap Between the Languages of Theory and Research“ in: *H. M. Blalock et al., eds., Methodology in Social Research*, New York, 1968, 5 - 27.
- *Theory Construction: From Verbal to Mathematical Formulations*, Englewood Cliffs, N. J., 1969.
- „A Causal Approach to Nonrandom Measurement Error“ in: *APSR* 64 (1970 a) 4, 1099 - 1111.
- „Correlated Independent Variables: The Problem of Multicollinearity“ in: *E. R. Tuftte, ed., The Quantitative Analysis of Social Problems*, Reading, Mass., 1970 b, 418 - 425.
- „Aggregation and Measurement Error“ in: *Social Forces* 50 (1971) 2, 151 - 165.
- Blankenburg, E.*, *Kirchliche Bindung und Wahlverhalten: Die sozialen Faktoren bei der Wahlentscheidung Nordrhein-Westfalen 1961 bis 1966*, Olten, 1967.

- Bloom, H. S., et al., „Voter Response to Short-Run Economic Conditions: The Asymmetric Effect of Prosperity and Recession“ in: APSR 69 (1975) 4, 1240 - 1254.*
- Boddy, R., „Class Conflict and Macro-Policy: The Political Business Cycle“ in: Review of Radical Economics 7 (1974), 1 - 19.*
- Bohrnstedt, G. W., et al., „Robustness in Regression Analysis“ in: H. L. Costner, ed., Sociological Methodology 1971, San Francisco, 1971, 118 - 146.*
- Brody, R. A., et al., „From Life Space to Polling Place: The Relevance of Personal Concerns for Voting Behavior“ in: British J. of Political Science 7 (1977) 3, 337- 360.*
- Browne, M. W., „Predictive Validity of a Linear Regression Equation“ in: British J. of Mathematical and Statistical Psychology 28 (1975) 1, 79 - 87.*
- Busteed, M. A., Geography and Voting Behavior, London, 1975.*
- Butler, D., et al., Political Change in Britain: Forces Shaping Electoral Choice, Harmondsworth, 1971.*
- Campbell, A., et al., The Voter Decides, Evanston, Ill., 1954.*
- et al., The American Voter, New York, 1960.
- „Surge and Decline: A Study of Electoral Change“ in: A. Campbell et al., Elections and the Political Order, New York, 1966, 40 - 62.
- Cantril, A. H., et al., Hopes and Fears of the American People, New York 1971.*
- Cartwright, D. S., „Ecological Variables“ in: Sociological Methodology 1969, San Francisco, 1969, 155 - 218.*
- Chow, G. C., „Tests of Inequality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions“ in: Econometrica 28 (1960), 591 - 605.*
- Christ, C. F., Econometric Models and Methods, New York, 1966.*
- Cibrián, R. V., Political Ideology and Economics in Advanced Capitalist Societies: The Cases of France and Italy (Exam Paper, Political Science Department, Yale University), New Haven, Conn., 1975.*
- Clark, W. C., Economic Aspects of a President's Popularity (Ph. D. Dissertation, University of Pennsylvania), Philadelphia, 1943.*
- Conradt, D. P., „Social Structure, Voting Behavior and Party Politics in West Germany“ in: Sozialwissenschaftliches Jahrbuch für Politik 3 (1972), 175 - 230.*
- Converse, P. E., „The Problem of Party Distances in Models of Voting Change“ in: M. K. Jennings et al., eds., The Electoral Process, Englewood Cliffs, N. J., 1966 a, 175 - 207.*
- „The Concept of a Normal Vote“ in: A. Campbell et al., Elections and the Political Order, New York, 1966 b, 9 - 39.
- „Public Opinion and Voting Behavior“ in: F. I. Greenstein et al., eds., Handbook of Political Science, vol. 4: Nongovernmental Politics, Reading, Mass., 1975, 75 - 169.
- The Dynamics of Party Support: Cohort Analyzing Party Identification, Beverly Hills, Cal., 1976.
- Cowart, A. T., „Electoral Choice in the American States: Incumbency Effects, Partisan Forces, and Divergent Partisan Majorities“ in: APSR 67 (1973) 3, 835 - 853.*

- Crewe, I.*, et al., „Another Game With Nature: An Ecological Regression Model of the British Two-Party Vote Ratio in 1970“ in: *British J. of Political Science* 6 (1976) 1, 43 - 81.
- et al., „Partisan Dealignment in Britain 1964 - 1974“ in: *British J. of Political Science* 7 (1977) 2, 129 - 190.
- Dahl, R. A.*, *Politics, Economics, and Welfare*, New York, 1953.
- Davis, H. T.*, *Political Statistics*, Evanston, Ill., 1954.
- Davis, O. A.*, et al., „An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process“ in: *APSR* 64 (1970) 2, 426 - 448.
- Declercq, E.*, et al., „Voting in American Presidential Elections: 1956 - 1972“ in: *American Politics Quarterly* 3 (1975) 3, 222 - 246.
- Deegan, J.*, „The Consequences of Model Misspecification in Regression Analysis“ in: *Multivariate Behavioral Research* 11 (1976) 2, 237 - 248.
- Diederich, N.*, *Empirische Wahlforschung: Konzeptionen und Methoden im internationalen Vergleich*, Köln, 1965.
- et al., *Wahlstatistik in Deutschland: Bibliographie der deutschen Wahlstatistik 1848 - 1975*, München, 1976.
- Dinkel, R.*, *Der Zusammenhang zwischen der ökonomischen und politischen Entwicklung in einer Demokratie: Eine Untersuchung mit Hilfe der ökonomischen Theorie der Politik*, Berlin, 1977 a.
- „Der Zusammenhang zwischen Bundes- und Landtagswahlergebnissen“ in: *PVS* 18 (1977 b) 2/3, 348 - 359.
- Dogan, M.*, et al., eds., *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*, Cambridge, Mass., 1969.
- Domingo, C.*, *Building Dynamic Models from Historical Data*, Cambridge, Mass., 1968.
- Downs, A.*, *An Economic Theory of Democracy*, New York, 1957.
- Draper, N. R.*, et al., *Applied Regression Analysis*, New York, 1966.
- Duncan, O. D.*, et al., „An Alternative to Ecological Correlation“ in: *American Sociological Review* 18 (1953), 665 - 666.
- Durand, R.*, et al., „Contextual Models of Party Identification: A Critical Examination“ in: *Sociological Quarterly* 17 (1976) 3, 291 - 302.
- Durant, H.*, „Indirect Influences on Voting Behavior“ in: *Polls* 1 (1965), 3 - 11.
- Durbin, J.*, et al., „Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression, I“ in: *Biometrika* 37 (1950), 409 - 428.
- et al., „Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression, II“ in: *Biometrika* 38 (1951), 159 - 178.
- „Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression When Some of the Regressors are Lagged Dependent Variables“ in: *Econometrica* 38 (1970), 410 - 421.
- Easton, D.*, *A Systems Analysis of Political Life*, New York, 1965.
- Ehrenberg, H.*, *Zwischen Marx und Markt: Konturen einer infrastrukturorientierten und verteilungswirksamen Wirtschaftspolitik*, München, 1976.
- Elkins, D. J.*, „The Measurement of Party Competition“ in: *APSR* 68 (1974) 2, 682 - 700.
- Eltermann, L.*, „Drei Fragen zur Bundestagswahl 1972“ in: *D. Just. et al.*, eds., *Auf der Suche nach dem mündigen Wähler*, Bonn, 1974, 117 - 147.

- Epps, T. W., et al.*, „The Robustness of Some Standard Tests for Autocorrelation and Heteroskedasticity When Both Problems Are Present“ in: *Econometrica* 45 (1977) 3, 745 - 753.
- Fair, R. C.*, *The Effect of Economic Events on Votes for President* (Cowles Foundation Discussion Paper No. 418), New Haven, Conn., 1976.
- Falter, J. W.*, „Ein Modell zur Analyse individuellen politischen Verhaltens“ in: *PVS* 13 (1972) 4, 547 - 566.
- *Faktoren der Wahlentscheidung: Eine wahlsoziologische Analyse am Beispiel der saarländischen Landtagswahl 1970*, Köln, 1973.
- Farlie, D., et al.*, „Newtonian Mechanics and Predictive Election Theory“ in: *British J. of Political Science* 7 (1977) 3, 413 - 417.
- Feist, U., et al.*, „Machtwechsel auf Raten: Das Parteiensystem auf dem Weg zur Mitte“ in: *Wahlforschung: Sonden im politischen Markt* (Transfer 2), Opladen, 1976, 26 - 56.
- Fels, B.*, „What Causes Business Cycles?“ in: *Social Science Quarterly* 58 (1977) 1, 88 - 95.
- Finfifter, B. M.*, „The Generation of Confidence: Evaluating Research Findings by Random Subsample Replication“ in: *H. L. Costner, ed., Sociological Methodology 1972*, San Francisco, 1972, 112 - 175.
- Fiorina, M. P.*, *Economic Conditions and American National Elections: A Micro-Analysis* (California Institute of Technology, Social Science Working Paper No. 99), Pasadena, Cal., 1975.
- Frey, B. S., et al.*, „Towards a Mathematical Model of Government Behaviour“ in: *Zeitschrift für Nationalökonomie* 28 (1968 a), 355 - 380.
- „Eine politische Theorie des wirtschaftlichen Wachstums“ in: *Kyklos* 21 (1968 b), 70 - 101.
- *et al.*, „Politico-Econometrics — On Estimation in Political Economy“ in: *Political Studies* 19 (1971), 316 - 320.
- *et al.*, „Der Einfluß wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung — eine empirische Analyse“ in: *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik* 186 (1971/72), 281 - 295.
- „Die Renaissance der Politischen Ökonomie“ in: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 110 (1974 a), 357 - 407.
- *et al.*, „Eine Theorie endogener Zeitdiskontierung“ in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 1 (1974 b), 65 - 82.
- „The Politico-Economic System: A Simulation Model“ in: *Kyklos* 27 (1974 c), 227 - 254.
- *On the Political Economy of Public Services* (Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz Nr. 46), Konstanz, 1974 d.
- *et al.*, „On the Modeling of Politico-Economic Interdependence“ in: *European J. of Political Research* 3 (1975 a) 4, 339 - 360.
- *et al.*, *An Econometric Model With an Endogenous Government Sector* (Manuskript, Universität Konstanz), Konstanz, 1975 b.
- „Theorie und Empirie politischer Konjunkturzyklen“ in: *Zeitschrift für Nationalökonomie* 36 (1976 a), 95 - 120.
- *et al.*, „The Political Business Cycle: A Comment“ in: *Review of Economic Studies* 43 (1976 b), 553 - 555.

- Frey, B. S., et al.*, An Empirical Study of Politico-Economic Interaction in the U. S. (Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Konstanz Nr. 76), Konstanz, 1976 c.
- Frey, R. L., et al.*, „An Economic Interpretation of Voting Behaviour on Public Finance Issues“ in: *Kyklos* 23 (1970), 792 - 805.
- Frisch, H.*, „Ungleichgewichtiges Wachstum und die Entwicklung der Lohnquote“ in: G. Bombach et al., eds., *Neue Aspekte der Verteilungstheorie*, Tübingen, 1974, 369 - 390.
- Furmaniak, K., et al.*, „Wahlforschung, Demoskopie und Politikberatung: Erwartungen, Möglichkeiten, Mißverständnisse — ein Erfahrungsbericht“ in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 6 (1975) 4, 566 - 579.
- Gaensslen, H., et al.*, *Einfache und komplexe statistische Analyse*, München, 1973.
- Gahlen, B., et al.*, *Volkswirtschaftslehre: Eine problemorientierte Einführung*, München, 1976.
- Geary, R. C.*, „The Method of Path Coefficients and OLS Regression“ in: *Economic and Social Review* 7 (1976) 3, 249 - 263.
- Gibowski, W. G.*, „Der Effekt unterschiedlicher Plazierung der Wahlabsichtsfrage im Fragebogen“ in: *PVS* 14 (1973) 2, 275 - 293.
- Goldberg, A. S.*, „Discerning a Causal Pattern Among Data On Voting Behavior“ in: *APSR* 60 (1966) 4, 913 - 922.
- Goldberger, A. S., et al.*, *Structural Equation Models in the Social Sciences*, New York, 1973.
- Goodhart, C. A. E., et al.*, „Political Economy“ in: *Political Studies* 18 (1970) 1, 43 - 106.
- Goodman, L. A.*, „Some Alternatives to Ecological Correlation“ in: *American J. of Sociology* 64 (1959), 610 - 625.
- Goodman, S.*, „Comment on Arcelus and Meltzer: The Effect of Aggregate Economic Conditions on Congressional Elections“ in: *APSR* 69 (1975) 4, 1255 - 1265.
- Gosnell, H. F.*, „Statisticians and Political Scientists“ in: *APSR* 27 (1933), 392 - 403.
- et al., „Political Trends in Industrial America: Pennsylvania as an Example“ in: *Public Opinion Quarterly* 4 (1940), 473 - 486.
- *Grass Roots Politics: National Voting Behavior of Typical States*, Washington, D. C., 1942.
- Granger, C. W. J.*, *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton, N. J., 1964.
- et al., „Time Series Modeling and Interpretation“ in: *J. of the Royal Statistical Society (A)* 139 (1976) 2, 246 - 257.
- *Forecasting Economic Time Series: Economic Theory and Mathematical Economics*, New York, 1977.
- Gurr, T. R.*, *Politimetrics: An Introduction to Quantitative Macropolitics*, Englewood Cliffs, N. J., 1972.
- Hannan, E. J.*, *Time Series Analysis*, London, 1960.
- Haungs, P., ed.*, *Wahlkampf als Ritual? Studien zur Bundestagswahl von 1969 im Wahlkreis Heidelberg-Mannheim/Land, Meisenheim am Glan*, 1974.

- Heinrich, H. C.*, „Verbale Attitüden und tatsächliches Verhalten“ in: *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie* 21 (1974) 1, 62 - 79.
- Herder-Dorneich, P.*, *Politisches Modell zur Wirtschaftstheorie*, Freiburg, 1959.
- ed., *Politik als Stimmenmaximierung*, Köln, 1968.
- et al., *Ökonomische Theorie des politischen Wettbewerbs*, Göttingen, 1977.
- Hibbs, D. A.*, „Problems of Statistical Estimation and Causal Inference in Time-Series Regression Models“ in: *H. L. Costner, ed., Sociological Methodology, 1973 - 1974*, San Francisco, 1974, 252 - 308.
- „Industrial Conflict in Advanced Industrial Societies“ in: *APSR* 70 (1976) 4, 1033 - 1058.
- Hilton, G.*, *Intermediate Politometrics*, New York, 1976.
- Hirsch, J.*, *Wissenschaftlich-technischer Fortschritt und politisches System*, Frankfurt, 1970.
- „Zur politischen Ökonomie des politischen Systems“ in: *G. Kress et al., eds., Politikwissenschaft: Eine Einführung in ihre Probleme*, Frankfurt, 1971, 165 - 184.
- Hirsch-Weber, W.*, et al., *Wähler und Gewählte: Eine Untersuchung der Bundestagswahlen 1953*, Berlin, 1957.
- Holcombe, R. G.*, et al., „The Appeal of Minimum Wage Laws: A Dynamic Analysis“ in: *Public Choice* 29 (1977), 139 - 141.
- Hoschka, P.*, et al., „Schätzung von Wählerwanderungen: Puzzlespiel oder gesicherte Ergebnisse“ in: *PVS* 16 (1975) 4, 491 - 539.
- Hurwicz, L.*, „Least-Squares Bias in Time Series“ in: *T. C. Koopmans, ed., Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, New York, 1950, 365 - 383.
- Hüttner, M.*, *Grundzüge der Wirtschafts- und Sozialstatistik*, Wiesbaden, 1973.
- Jackson, J. E.*, „Issues, Party Choices, and Presidential Votes“ in: *American J. of Political Science* 19 (1975) 2, 161 - 185.
- „Politics and the Budgetary Process“ in: *Sozialwissenschaftliches Jahrbuch für Politik* 5 (1976), 323 - 349.
- Jesse, E.*, „Die Bundestagswahlen von 1953 bis 1972 im Spiegel der repräsentativen Wahlstatistik: Zur Bedeutung eines Schlüsselinstrumentes der Wahlforschung“ in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 6 (1975) 3, 310 - 322.
- Just, D.*, et al., eds., *Auf der Suche nach dem mündigen Wähler: Die Wahlentscheidung 1972 und ihre Konsequenzen*, Bonn, 1974.
- Kaack, H.*, „Landtagswahlen und Bundespolitik“ in: *D. Just et al., eds., Auf der Suche nach dem mündigen Wähler*, Bonn, 1974, 17 - 78.
- Kaase, M.*, *Wechsel von Parteipräferenzen: Eine Analyse am Beispiel der Bundestagswahl 1961*, Meisenheim am Glan, 1967.
- „Determinanten des Wahlverhaltens bei der Bundestagswahl 1969“ in: *PVS* 11 (1970) 1, 46 - 110.
- „Die Bundestagswahl 1972: Probleme und Analysen“ in: *PVS* 14 (1973) 2, 145 - 190.
- „The Comparative Analysis of Electoral Processes: Results, Criticism and Suggestions“ in: *Sozialwissenschaftliches Jahrbuch für Politik* 5 (1976 a), 239 - 263.

- Kaase, M.*, The Interdependence of Politics and Economics in Public Opinion and Public Policy (Xth World Congress, International Political Science Association, Edinburgh, August 1976), Mannheim, 1976 b.
- Kalecki, M.*, „Politische Theorie der Vollbeschäftigung“ in: B. S. Frey et al., eds., Zwei Ansätze der politischen Ökonomie, Frankfurt, 1974, 176 - 185.
- Kaltefleiter, W.*, et al., „Im Wechselspiel der Koalitionen: Analyse der Bundestagswahl 1969“ in: Verfassung und Verfassungswirklichkeit (1970) 1, 179 - 198.
- „Zwischen Konsens und Krise: Eine Analyse der Bundestagswahl 1972“ in: Verfassung und Verfassungswirklichkeit 7 (1973) 1, 1 - 202.
- „Die Provinz als Barometer: Eine deutsche Besonderheit“ in: Wahlforschung: Sonden im politischen Markt (Transfer 2), Opladen, 1976 a, 68 - 73.
- „Der Gewinner hat nicht gesiegt: Eine Analyse zur Bundestagswahl 1976“ in: Aus Politik und Zeitgeschichte 26 (1976b) 50, 3 - 35.
- Keech, W. R.*, „More on the Vote Winning and Vote Losing Qualities of Minimum Wage Laws“ in: Public Choice 29 (1977), 133 - 138.
- Kenkel, J. L.*, „Some Small Sample Properties of Durbin's Tests for Serial Correlation in Regression Models Containing Lagged Dependent Variables“ in: Econometrica 42 (1974) 4, 763 - 769.
- Kenski, H. C.*, „Inflation and Presidential Popularity“ in: Public Opinion Quarterly 41 (1977) 1, 86 - 90.
- Kerlinger, F. N.*, et al., Multiple Regression in Behavioral Research, New York, 1973.
- Kernell, S. H.*, Presidential Popularity and Electoral Preference: A Model of Short-Term Political Change (Ph. D. Dissertation, University of California, Berkeley, Cal., 1975).
- Explaining Presidential Popularity (Paper, Department of Political Science, University of Minnesota), Minneapolis, 1976.
- „Presidential Popularity and Negative Voting: An Alternative Explanation of the Midterm Congressional Decline of the President's Party“ in: APSR 71 (1977) 1, 44 - 66.
- Kerr, W. A.*, „A Quantitative Study of Political Behavior“ in: J. of Social Psychology 19 (1944), 273 - 281.
- Key, V. O.*, „A Theory of Critical Elections“ in: J. of Politics 17 (1955), 3 - 18.
- Politics, Parties, and Pressure Groups, New York, 1964.
- The Responsible Electorate: Rationality in Presidential Voting 1936 - 1960, Cambridge, Mass., 1966.
- Kirchgässner, G.*, „Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien“ in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 110 (1974), 409 - 445.
- Rationales Wählerverhalten und optimales Regierungsverhalten (Dissertation, Universität Konstanz), Konstanz, 1976.
- Kirschen: E. S.*, et al., Economic Policy in Our Time, vol I: General Theory, Amsterdam, 1964.
- Klingemann, H.-D.*, Bestimmungsgründe der Wahlentscheidung: Eine regionale Wahlanalyse, Meisenheim am Glan, 1969.



- Klingemann, H.-D.*, „Issue-Kompetenz und Wahlentscheidung: Die Einstellung zu wertbezogenen politischen Problemen im Zeitvergleich“ in: *PVS* 14 (1973) 2, 227 - 256.
- Kmenta, J.*, *Elements of Econometrics*, New York, 1971.
- Köllner, L.*, *Wirtschaftswissenschaft versus politische Ökonomie*, Stuttgart, 1973.
- Kramer, G. H.*, „Short-Term Fluctuations in U. S. Voting Behavior, 1896 - 1964“ in: *APSR* 65 (1971), 131 - 143.
- et al., „Congressional Elections“ in: *W. O. Aydelotte et al., eds., The Dimensions of Quantitative Research in History*, Princeton, N. J., 1972, 256 - 284.
- et al., „Formal Theory“ in: *F. I. Greenstein et al., eds., Handbook of Political Science*, vol. 7: *Strategies of Inquiry*, Reading, Mass., 1975 a, 351 - 403.
- „Comment“ in: *J. of Law and Economics* 18 (1975 b) 3, 799 - 800.
- Krelle, W.*, et al., *Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*, Meisenheim am Glan, 1969.
- Külp, B.*, „Verteilungspolitik“ in: *J. Werner et al., Wachstumspolitik — Verteilungspolitik*, Stuttgart, 1972, 91 - 230.
- *Verteilungstheorie*, Stuttgart, 1974.
- Lavies, R.-R.*, *Nichtwählen als Kategorie des Wahlverhaltens*, Düsseldorf, 1973.
- „Statistische Aggregatanalyse: Die Partei der Nichtwähler“ in: *Wahlforschung: Sonden im politischen Markt (Transfer 2)*, Opladen, 1976, 203 - 210.
- Lazarsfeld, P. F.*, et al., *The People's Choice: How the Voter Makes Up his Mind in a Presidential Campaign*, New York, 1944.
- et al., „On the Relation Between Individual and Collective Properties“ in: *A. Etzioni, ed., A Sociological Reader on Complex Organizations*, New York, 1969, 499 - 516.
- Lepper, S. J.*, „Voting Behavior and Aggregate Policy Targets“ in: *Public Choice* 18 (1974), 67 - 81.
- Liefmann-Keil, E.*, „Sozialpolitische Entscheidungen, Wahl- und Legislaturperioden: Ein Beitrag zur Wähler- und Repräsentantenstrategie“ in: *H. Sanmann, ed., Aspekte der Friedensforschung und Entscheidungsprobleme in der Sozialpolitik*, Berlin, 1971, 61 - 75.
- „Politische Ökonomie der Generations- und Wahlzyklen“ in: *G. Bombach et al., eds., Neue Aspekte der Verteilungstheorie*, Tübingen, 1974, 183 - 209.
- Liepelt, K.*, et al., *Thesen zur Wählerfluktuation*, Frankfurt, 1968.
- et al., „Wider die These vom besonderen Wahlverhalten der Frau: Eine Auseinandersetzung mit statistischen und individualistischen Fehlschlüssen“ in: *PVS* 14 (1973) 4, 567 - 605.
- Linz, J. J.*, „Ecological Analysis and Survey Research“ in: *M. Dogan et al., eds., Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*, Cambridge, Mass., 1969, 91 - 131.
- Macrae, C. D.*, „A Political Model of the Business Cycle“ in: *J. of Political Economy* 85 (1977) 2, 239 - 263.
- Malinvaud, E.*, *Statistical Methods of Econometrics*, Amsterdam, 1970.

- Margolis, M.*, „From Confusion to Confusion: Issues and the American Voter (1956 - 1976)“ in: *APSR* 71 (1977) 1, 31 - 43.
- Mayer, T. F.*, et al., „Spectral Analysis and the Study of Social Change“ in: *Sociological Methodology* 1973 - 1974, San Francisco, 1974, 309 - 355.
- McCracken, P. W.*, „The Practice of Political Economy“ in: *American Economic Review* 63 (1973), 168 - 171.
- McHale, V. E.*, et al., „Canonical Ecology and the Analysis of Aggregate Voting Models“ in: *Quality and Quantity* 9 (1975) 3, 245 - 264.
- Meissner, W.*, *Investitionslenkung*, Frankfurt, 1974.
- Meltzer, A. H.*, et al., „The Effects of Economic Policies on Votes for the Presidency: Some Evidence from Recent Elections“ in: *J. of Law and Economics* 18 (1975 a) 3, 781 - 798.
- et al., „Reply“ in: *J. of Law and Economics* 18 (1975 b) 3, 803 - 805.
- Miller, J. L. L.*, et al., „On Dummy Variable Regression Analysis: A Description and Illustration of the Method“ in: *Sociological Methods and Research* 2 (1974) 4, 409 - 430.
- Miller, W. E.*, „The Challenges of Electoral Research“ in: *American Politics Quarterly* 3 (1975) 3, 340 - 345.
- Miller, W. L.*, „Measures of Electoral Change Using Aggregate Data“ in: *J. of the Royal Statistical Society* 135 (1972) 1, 122 - 142.
- et al., „The Electoral Cycle and the Asymmetry of Government Popularity: An Alternative Model of the Relationship Between Economic Conditions and Political Popularity“ in: *Political Studies* 21 (1973), 263 - 279.
- Moore, G. H.*, „Business Cycles — Partly Exogenous, Mostly Endogenous“ in: *Social Science Quarterly* 58 (1977) 1, 96 - 103.
- Morrison, D. E.*, et al., eds., *The Significance Test Controversy: A Reader*, Chicago, 1970.
- Mueller, J. E.*, „Presidential Popularity from Truman to Johnson“ in: *APSR* 64 (1970), 18 - 34.
- *War, Presidents and Public Opinion*, New York, 1973.
- „Systematic History“ in: *J. E. Mueller, ed., Approaches to Measurement in International Relations*, New York, 1969, 5 - 14.
- Nagel, J. H.*, „Inequality and Discontent: A Nonlinear Hypothesis“ in: *World Politics* 26 (1974) 4, 453 - 472.
- Namoodiri, N. K.*, et al., *Applied Multivariate Analysis and Experimental Designs*, New York, 1975.
- Naschold, F.*, *Wahlprognosen und Wählerverhalten in der BRD*, Berlin, 1971.
- Natchez, P. B.*, et al., „Candidates, Issues, and Voters“ in: *Public Policy* 17 (1968), 409 - 437.
- Neary, P.*, „Relative Efficiency of Regression Using Original Data or First Differences: The Case of Autocorrelated Disturbances“ in: *Economic and Social Review* 5 (1973) 1, 47 - 58.
- Nie, N. H.*, et al., *The Changing American Voter*, Cambridge, Mass., 1976.
- Niemi, R. G.*, et al., eds., *Controversies in American Voting Behavior*, New York, 1977.
- Nilson, S. S.*, „Politometric Models: A Theoretical Note“ in: *Political Studies* 21 (1973) 3, 280 - 284.

- Nippert, R.*, Quantifizierung der sozialen Realität: Probleme der Beschreibung, Messung und Prognose, Düsseldorf, 1972.
- Noelle-Neumann, E.*, „Wahlentscheidung in der Fernsehdemokratie: Eine sozialpsychologische Interpretation der Bundestagswahl 1972“ in: D. Just et al., eds., Auf der Suche nach dem mündigen Wähler, Bonn, 1974, 161 - 205.
- „Menschen unter Konformitätsdruck: Eine Theorie der öffentlichen Meinung“ in: Wahlforschung: Sonden im politischen Markt (Transfer 2), Opladen, 1976, 211 - 220.
- ed., Allensbacher Jahrbuch der Demoskopie, 1976 - 1977, München, 1977.
- Nohlen, D.*, et al., „Die Bundestagswahl 1969 in wahlstatistischer Perspektive: Materialien zur Diskussion des Wahlergebnisses“ in: Aus Politik und Zeitgeschichte 19 (1969) 51/52, 15 - 38.
- Nordhaus, W. D.*, „The Political Business Cycle“ in: Review of Economic Studies 42 (1975), 169 - 190.
- „Inflation Theory and Policy“ in: American Economic Review 66 (1976) 2, 59 - 64.
- Ockenfels, W.*, „Ausgewählte Techniken und Methoden in der Wahlforschung“ in: Wahlforschung: Sonden im politischen Markt (Transfer 2), Opladen, 1976, 237 - 248.
- Ogburn, W. F.*, et al., „Income Classes and the Roosevelt Vote in 1932“ in: Political Science Quarterly 50 (1935), 186 - 193.
- et al., „The Economic Factor in the Roosevelt Elections“ in: APSR 36 (1940), 719 - 727.
- Okun, A. M.*, „Comments on Stigler's Paper“ in: American Economic Review 63 (1973), 172 - 177.
- Olson, M.*, The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups, Cambridge, Mass., 1965.
- Pappi, F. U.*, Wahlverhalten und politische Kultur, Meisenheim am Glan, 1970.
- „Parteiensystem und Sozialstruktur in der Bundesrepublik“ in: PVS 14 (1973) 2, 191 - 213.
- Pearson, F. A.*, et al., „Prices and Presidents“ in: Farm Economics (1948) 163, 4210 - 4218.
- Piereson, J. E.*, „Presidential Popularity and Midterm Voting at Different Electoral Levels“ in: American J. of Political Science 19 (1975) 4, 683 - 694.
- Polsby, N. W.*, et al., Presidential Elections, New York, 1971.
- Pommerehne, W. W.*, „Budgetäre Umverteilung in der Demokratie: Ein empirischer Test alternativer Hypothesen“ in: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (1975), 327 - 364.
- Pomper, G. M.*, „From Confusion to Clarity: Issues and American Voters, 1956 - 1968“ in: APSR 66 (1972), 415 - 428.
- „The Decline of the Party in American Elections“ in: Political Science Quarterly 92 (1977) 1, 21 - 42.
- Popper, K. R.*, The Logic of Scientific Discovery, London, 1972.
- Price, H. D.*, „Micro- and Macro-Politics: Notes on Research Strategy“ in: O. Garceau, ed., Political Research and Political Theory, Cambridge, Mass., 1968, 102 - 140.

- Przeworski, A., et al.*, *The Logic of Comparative Social Inquiry*, New York, 1970.
- Quellen für statistische Marktdaten: Führer durch die amtliche Statistik der Bundesrepublik Deutschland (HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung), Hamburg, 1976.
- Radtke, G. D.*, *Stimmhaltung bei politischen Wahlen in der Bundesrepublik Deutschland*, Meisenheim am Glan, 1972.
- Ranney, A.*, „The Utility and Limitations of Aggregate Data in the Study of Electoral Behavior“ in: A. Ranney, ed., *Essays on the Behavioral Study of Politics*, Urbana, Ill., 1962, 91 - 102.
- Raschke, J.*, *Wahlen und Wahlrecht*, Berlin, 1965.
- Rasmussen, J.*, „The Impact of Constituency Structural Characteristics Upon Political Preferences in Britain“ in: *Comparative Politics* 6 (1973) 1, 123 - 145.
- Rees, A., et al.*, „The Effect of Economic Conditions on Congressional Elections 1946 - 1958“ in: *Review of Economics and Statistics* 44 (1962), 458 - 465.
- Reese, J.*, „Eine Strategie zur Erhöhung der ‚relativen Autonomie‘ des politischen Systems?“ in: W.-D. Narr, ed., *Politik und Ökonomie — autonome Handlungsmöglichkeiten des politischen Systems (PVS Sonderheft 6)*, Opladen, 1975, 265 - 280.
- RePass, D. E.*, „Issue Salience and Party Choice“ in: *APSR* 65 (1971) 2, 389 - 400.
- Rice, S. A.*, *Quantitative Methods in Politics*, New York, 1928.
- Riker, W. H., et al.*, *An Introduction to Positive Political Theory*, Englewood Cliffs, N. J., 1973.
- Ritsert, J.*, *Probleme politisch-ökonomischer Theoriebildung*, Frankfurt, 1973.
- Robinson, W. S.*, „Ecological Correlations and the Behavior of Individuals“ in: *American Sociological Review* 15 (1950), 351 - 357.
- Rokkan, S., et al., eds.*, *National Elections in Western Europe (International Guide to Electoral Statistics, vol. 1)*, Den Haag, 1969.
- Ronning, G., et al.*, „Popularitätsfunktionen — eine empirische Zwei-Länder-Studie“ in: *Jahrbuch für Sozialwissenschaft* 27 (1976) 3, 370 - 390.
- Rosa, J.-J., et al.*, „Conditions économiques et élections: Une analyse politico-économétrique (1920 - 1973)“ in: *Revue française de science politique* 26 (1976), 1101 - 1124.
- Roth, D.*, „Ökonomische Variablen und Wahlverhalten: Eine empirische Untersuchung zur Validität von Einschätzungsfragen“ in: *PVS* 14 (1973) 2, 257 - 274.
- „Ökonomische Situation und Wahlverhalten: Das Beispiel Arbeitslosigkeit“ in: *PVS* 18 (1977) 2/3, 537 - 550.
- Roth, W., ed.*, *Investitionslenkung*, Reinbek, 1976.
- Samuelson, P. A.*, *Economics*, New York, 1976.
- Sänger, F., et al.*, *Wahlhandbuch 1965*, Frankfurt, 1965.
- Sathe, S. T., et al.*, „Bounds on the Variance of Regression Coefficients Due to Heteroscedastic or Autoregressive Errors“ in: *Econometrica* 42 (1974) 2, 333 - 340.

- Schäffer, K.-A., *Multivariate Datenanalyse des Wahlverhaltens in der Bundesrepublik Deutschland* (Habilitationsschrift, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Universität Mainz), Mainz, 1966.
- ed., *Beiträge zur Zeitreihenanalyse*, Göttingen, 1976.
- Schall, R., *Zur These von der destabilisierenden Wirkung staatlicher Konjunkturpolitik* (Diplomarbeit, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Universität Freiburg), Freiburg, 1976.
- Schauff, J., *Das Wahlverhalten der deutschen Katholiken im Kaiserreich und in der Weimarer Republik*, Mainz, 1975.
- Scheuch, E. K., et al., „Das Forschungsprogramm der „Wahlstudie 1961““ in: E. K. Scheuch et al., eds., *Zur Soziologie der Wahl*, Köln, 1965, 9 - 38.
- „Social Context and Individual Behavior“ in: M. Dogan et al., eds., *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*, Cambridge, Mass., 1969, 133 - 155.
- „Die wechselnde Datenbasis der Soziologie — Zur Interaktion zwischen Theorie und Empirie“ in: P. J. Müller, ed., *Die Analyse prozeß-produzierter Daten*, Stuttgart, 1977, 5 - 41.
- Schleth, U., et al., „Causal Models on West-German Voting Behavior“ in: *Sozialwissenschaftliches Jahrbuch für Politik* 2 (1971), 73 - 97.
- Schmalensee, R., „An Experimental Study of Expectation Formation“ in: *Econometrica* 44 (1976) 1, 17 - 42.
- Schneider, F., „Politisch-ökonomische Konjunkturzyklen: Ein Simulationsmodell“ in: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 110 (1974), 519 - 549.
- Schnepf, G., et al., „Wirtschaftserwartungen im Zeitverlauf: Meßwerte zum politischen Meinungsklima“ in: *Wahlforschung: Sonden im politischen Markt* (Transfer 2), Opladen, 1976, 57 - 67.
- Schulman, M. A., et al., „Variability in Electoral Behavior: Longitudinal Perspectives from Causal Modeling“ in: *American J. of Political Science* 19 (1975) 1, 1 - 18.
- Schultze, R.-O., „Die Bundestagswahl 1976: Prämissen und Perspektiven“ in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 6 (1975) 4, 530 - 565.
- Schumpeter, J. A., *Kapitalismus, Sozialismus und Demokratie*, München, 1950.
- Setzer, H., *Determinanten der Wahlentscheidung: Eine politikwissenschaftlich-statistische Analyse der Unterhauswahlen in England und Wales zwischen den Weltkriegen*, Frankfurt, 1974.
- Shaffer, W. R., *Computer Simulations of Voting Behavior*, London, 1972.
- Shively, W. P., „'Ecological' Inference: The Use of Aggregate Data to Study Individuals“ in: *APSR* 63 (1969) 4, 1183 - 1196.
- Siegel, P. M., et al., „A Causal Approach to the Study of Measurement Error“ in: H. M. Blalock et al., eds., *Methodology in Social Research*, New York, 1968, 28 - 59.
- Siegfried, A., *Tableau politique de la France de l'Ouest sous la Troisième République*, Paris, 1913.
- Simon, H. A., „Bandwagon and Underdog Effects and the Possibility of Election Predictions“ in: *Public Opinion Quarterly* 18 (1954), 245 - 253.
- „A Behavioral Model of Rational Choice“ in: H. A. Simon, *Models of Man*, New York, 1957, 241 - 256.

- Simon, H. A., et al., „Aggregation of Variables in Dynamic Systems“ in: A. Ando et al., eds., *Essays on the Structure of Social Science Models*, Cambridge, Mass., 1963, 64 - 91.
- Smith, J. W., „A Clear Test of Rational Voting“ in: *Public Choice* 23 (1975), 55 - 67.
- Specht, D. A., et al., „Comparing Causal Models“ in: D. R. Heise, ed., *Sociological Methodology 1976*, San Francisco, 1975, 46 - 82.
- Sprout, H., et al., *The Ecological Perspective on Human Affairs*, Princeton, N. J., 1965.
- Stigler, G. J., „General Economic Conditions and National Elections“ in: *American Economic Review* 63 (1973), 160 - 167.
- „Comment“ in: *J. of Law and Economics* 18 (1975) 3, 801 - 802.
- *The Citizen and the State: Essays on Regulation*, Chicago, 1975.
- Stimson, J. A., „Public Support for American Presidents: A Cyclical Model“ in: *Public Opinion Quarterly* 40 (1976) 1, 1 - 21.
- Stokes, D. E., „Spatial Models of Party Competition“ in: *APSR* 57 (1963), 368 - 377.
- Tate, C. N., „Individual and Contextual Variables in British Voting Behavior: An Exploratory Note“ in: *APSR* 68 (1974) 4, 1656 - 1662.
- Taylor, A., „Measuring Movements of Electors Using Election Results“ in: *Political Studies* 22 (1974) 2, 204 - 209.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, Amsterdam, 1971.
- Thorson, S. J., „Axiomatic Theories of Preference-Based Choice Behavior“ in: *American Behavioral Scientist* 20 (1976) 1, 65 - 92.
- Tibbitts, C., „Majority Votes and the Business Cycle“ in: *American J. of Sociology* 36 (1931), 596 - 606.
- Timbergen, J., *Business Cycles in the United Kingdom, 1870 - 1914*, Amsterdam, 1956.
- Troitzsch, K. G., *Sozialstruktur und Wählerverhalten: Möglichkeiten und Grenzen ökologischer Wahlanalyse, dargestellt am Beispiel der Wahlen in Hamburg von 1949 - 1974*, Meisenheim am Glan, 1976.
- Tufte, E. R., „Determinants of the Outcomes of Midterm Congressional Elections“ in: *APSR* 69 (1975) 3, 812 - 826.
- Tullock, G., *Toward a Mathematics of Politics*. Ann Arbor, Mich., 1972.
- Unkelbach, H., et al., *Wähler, Parteien, Parlament: Bedingungen und Funktionen der Wahl*, Frankfurt/Main, 1965.
- Urwin, D. W., „Germany: Continuity and Change in Electoral Politics“ in: R. Rose, ed., *Electoral Behavior: A Comparative Handbook*, New York, 1974, 109 - 169.
- Valkonen, I., „Individual and Structural Effects in Ecological Research“ in: M. Dogan et al., eds., *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*, Cambridge, Mass., 1969, 53 - 68.
- Verba, S., et al., „Unemployment, Class Consciousness, and Radical Politics: What Didn't Happen in the Thirties“ in: *J. of Politics* 39 (1977) 2, 291 - 323.
- Vogel, B., et al., *Wahlen in Deutschland: Theorie — Geschichte — Dokumente 1848 - 1970*, Berlin, 1971.
- von Beyme, K., et al., *Wahlkampf und Parteiorganisation: Eine Regionalstudie zum Bundestagswahlkampf 1969*, Tübingen, 1974.

- von Neumann, J.*, et al., Spieltheorie und wirtschaftliches Verhalten, Würzburg, 1961.
- Wagner, R. E.*, „Economic Manipulation for Political Profit: Macroeconomic Consequences and Constitutional Implications“ in: *Kyklos* 30 (1977) 3, 395 - 410.
- Weisberg, H. F.*, „Models of Statistical Relationship“ in *APSR* 68 (1974) 4, 1638 - 1655.
- Welsch, R. E.*, et al., „The Variances of Regression Coefficient Estimates Using Aggregate Data“ in: *Econometrica* 44 (1976) 2, 353 - 363.
- Wides, J. W.*, „Self-Perceived Economic Change and Political Orientations“ in: *American Politics Quarterly* 4 (1976) 4, 395 - 411.
- Wildenmann, R.*, Macht und Konsens als Problem der Innen- und Außenpolitik, Opladen, 1967.
- Wilkinson, T.*, „Prosperity and Political Victory“ in: *Public Opinion Quarterly* 14 (1950), 331 - 335.
- Winkler, H. A.*, Mittelstand, Demokratie und Nationalsozialismus, Köln, 1972.
- Winkler, H.-J.*, „Die nordrhein-westfälische Landtagswahl vom 4. Mai 1975“ in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 6 (1975) 4, 487 - 497.
- Winter, T.*, Handlungs- und Wirkungsverzögerungen in der Wirtschaftspolitik: Versuch einer ökonomisch-politischen Analyse, Berlin, 1971.
- Wonnacott, R. J.*, et al., *Econometrics*, New York, 1970.
- Wright, G.*, „Econometric Studies of History“ in: *M. D. Intriligator, ed., Frontiers of Quantitative Economics*, Amsterdam, 1971, 412 - 467.
- „The Political Economy of New Deal Spending: An Econometric Analysis“ in: *Review of Economics and Statistics* 56 (1974), 30 - 38.
- Wright, G. C.*, „Contextual Models of Electoral Behavior: The Southern Wallace Vote“ in: *APSR* 71 (1977) 2, 497 - 508.
- Yamane, T.*, *Statistics: An Introductory Analysis*, New York, 1967.
- Zeppernick, R.*, Staat und Einkommensverteilung, Tübingen, 1976.