

AUSWIRKUNGEN DER ARBEITSMARKTLAGE AUF DAS ERGEBNIS DER BUNDESTAGSWAHL 1976

Von *Hans Rattinger*

1. Einführung

Für die meisten politisch interessierten Zeitgenossen ist es ein evidentes Faktum, daß in der Demokratie ein Zusammenhang besteht zwischen Konjunkturabläufen und Wahlergebnissen. Für politische Praktiker definiert dieser Zusammenhang die Grenzen ihres politischen Erfolges. Sozialwissenschaftler indessen können ein solches „Faktum“ nicht einfach akzeptieren; sie haben zu seiner systematischen Beschreibung und Erklärung beizutragen.

Was die Erklärung angeht, führt kein Weg vorbei an den Arbeiten von *Anthony Downs*, für den „political man“ und „economic man“ identischen Entscheidungskalkülen folgen. Die Wahlentscheidung des Einzelnen wird als Instrument zur Maximierung des erwarteten individuellen Nutzens gesehen. Dieser hängt in hohem Maße ab von der zukünftigen ökonomischen Situation des Einzelnen, welche wiederum stark durch den erwarteten Konjunkturverlauf bestimmt wird. Beobachtete Beziehungen zwischen ökonomischen Gegebenheiten und Wahlergebnissen werden somit erklärbar durch die Aggregation rationaler Einzelentscheidungen¹.

Eine der ersten empirischen Untersuchungen der Beziehungen zwischen makroökonomischen Variablen und Wahlergebnissen enthält die klassische Studie *Quantitative Methods in Politics* von *Stuart Rice*². Angeregt durch die Weltwirtschaftskrise folgten in den Vereinigten Staaten zahlreiche weitere Analysen, die allerdings zum großen Teil modernen methodologischen Anforderungen nicht genügen³. Zu Beginn der 70er Jahre unternahm die empirische Forschung einen neuen Anlauf. Aufsätze von *Goodhart* und *Bhansali*⁴ über Großbritannien und von *Gerald Kramer*⁵ über die Vereinigten Staaten weckten neues Interesse am Zusammenhang von Konjunktur und Wahlen bei Ökonomen und Politikwissenschaftlern. In Veröffentlichungen der letzten Jahre wurden aggregierte Wahlstatistiken und Popularitätsdaten aus Umfragen ausgewertet, und man befaßte sich mit den im längszeitlichen Verlauf beobachteten Auswirkungen der Arbeitslosigkeit, der Inflation, des Wirtschaftswachstums und von Veränderungen im verfügbaren Einkommen⁶.

Die meisten neueren Studien über die Auswirkungen von ökonomischen Variablen auf Wahlergebnisse oder auf die Popularität von Kandidaten oder Parteien stammen aus den Vereinigten Staaten und behandeln die Verhältnisse in diesem Land. Trotz einiger Kontroversen bestätigen die meisten Forschungen die Ergebnisse *Kramers*, daß diese Gruppe von Variablen einen deutlichen Einfluß besitzt und daß ökonomische

Aufschwünge – d.h. niedrige und/oder abnehmende Arbeitslosigkeit, niedrige und/oder steigende Einkommensniveaus – Amtsinhabern nützen und der Opposition schaden, während Rezessionsphasen sich umgekehrt auswirken.

Alle für die Bundesrepublik vorliegenden Untersuchungen operationalisieren die abhängigen Variablen über Popularitätszeitreihen oder Wahlabsichtsdaten. Zahlreiche derartige Arbeiten stammen von dem Züricher Ökonomen *Bruno S. Frey* oder von seinen Mitarbeitern – so etwa die Dissertation *Kirchgäßners*, der ermittelte⁷, daß steigende Inflationsraten bis 1966 einen signifikanten negativen Einfluß auf die monatlichen Popularitätswerte der Bundesregierung und der CDU/CSU ausübten. Seine Befunde für die Jahre nach 1970 sind nicht ganz eindeutig, lassen jedoch den Schluß zu, daß die Regierungspopularität nun in stärkerem Maße von der Arbeitslosigkeit als von der Preisentwicklung abhängt. In *Kirchgäßners* jüngstem Aufsatz⁸ werden ebenfalls monatliche Popularitätswerte für die Jahre 1971 bis 1976 analysiert. Nach der Interpretation des Autors werden seine früheren Ergebnisse bestätigt.

Diese Aggregatanalysen widersprechen diametral der auf der Individualebene angesiedelten Erkenntnis von *Roth*⁹, der in Panel-Untersuchungen der Bundestagswahlen 1972 und 1976 herausfand, daß Bewertungen der allgemeinen wirtschaftlichen Lage durch die Parteipräferenz beeinflußt werden – und nicht etwa umgekehrt, wie *Kirchgäßner* glaubt. Während Bewertungen der eigenen wirtschaftlichen Lage der Befragten eher ihre Einkommenssituation reflektieren, reproduzieren ihre Bewertungen der gegenwärtigen und zukünftigen allgemeinen Wirtschaftslage die offiziellen Stellungnahmen der bevorzugten Parteien. *Roths* Aufsätze sind nicht nur deshalb wichtig, weil sie Widersprüche zwischen Zusammenhängen auf der Mikro- und Makroebene aufdecken, sondern auch, weil seine Argumente über den begrenzten Nutzen von Aggregatdaten für die Untersuchung der Beziehung zwischen Ökonomie und Politik die unterschiedlichen Forschungstraditionen in USA und der Bundesrepublik auf den Punkt bringen. Die meisten deutschen Wahlforscher würden wohl *Roths* Argument übernehmen, daß Modelle und Daten auf der Individualebene angemessener seien. Deshalb stehen Untersuchungen wie die der Ökonomen *Frey* und *Kirchgäßner* innerhalb der politikwissenschaftlichen Wahlforschung in Westdeutschland etwas am Rande.

Obschon Untersuchungen von Individualverhalten natürlich hohe Priorität zukommt, sollte man bedenken, daß die in den Vereinigten Staaten durchgeführten Aggregatanalysen über den Einfluß der Wirtschaftslage auf Wahlergebnisse zu einer Reihe theoretisch relevanter und nicht-trivialer Einsichten geführt haben. Das Potential ähnlicher Studien für andere Staaten ist nicht ausgeschöpft. Für die Bundesrepublik etwa gibt es bislang nur Zeitreihenanalysen, nicht jedoch Querschnittstudien. Tatsächliche Wahlergebnisse als abhängige Variablen sind stets durch Popularitätsdaten ersetzt worden.

Im Gegensatz dazu werden wir uns hier mit den Ergebnissen einer einzigen Wahl befassen und zwar auf der Ebene der Bundestagswahlkreise. Dieser Querschnittansatz schließt die Einbeziehung von einigen makroökonomischen Variablen aus, die – wie etwa die Inflationsrate – für kleine regionale Einheiten nicht erhoben werden. Für eine ganz zentrale ökonomische Variable allerdings, die Arbeitslosigkeit nämlich, stehen in der Bundesrepublik Daten für sehr kleine regionale Einheiten zur Verfügung und die Auswirkungen dieser einen Variablen auf die regionale Stimmenverteilung bei der Bundestagswahl 1976 sollen in dem vorliegenden Aufsatz untersucht werden.

Das erste Ziel eines derartigen Unterfangens ist Deskription. Eine empirisch überprüfbare „Theorie“, wie Arbeitslosigkeit Wahlergebnisse beeinflussen sollte, steht nicht zur Verfügung. Was wir haben sind einige theoriegeleitete Erwartungen und fragmentarische empirische Befunde. Diese Erwartungen können überdies nicht immer auf einen gemeinsamen Nenner gebracht werden. Folgt man der Adaptation des Downschen Modells bei Kramer, dann wird vorausgesagt, daß die Regierung *ceteris paribus* umso schlechter abschneidet je höher die Arbeitslosigkeit und/oder je stärker ihr Anstieg. Wie davon die einzelnen Parteien einer Koalitionsregierung betroffen sein sollten, läßt sich dem rationalen Entscheidungskalkül nicht entnehmen.

Stimmabgabe gegen „die Regierung“ oder gegen die sie tragenden Parteien ist jedoch mitnichten die einzige „rationale“ Reaktion auf steigende Arbeitslosigkeit. Sieht man die makro-ökonomischen Zielvorgaben der Parteien als Reaktionen auf die dominanten Interessenlagen ihrer traditionellen Klientelen¹⁰, dann ist die Abwahl einer sozialdemokratisch geführten Regierung wegen steigender Arbeitslosigkeit möglicherweise hochgradig irrational, da für Sozialdemokraten nachweisbar die Garantie der Vollbeschäftigung größere Bedeutung hat als für bürgerliche Regierungen¹¹. Damit folgt aus dem räumlichen Modell der rationalen Wahlentscheidung¹², daß hohe oder steigende Arbeitslosigkeit ebensogut den Stimmenanteil der Regierungsparteien positiv beeinflussen könnte. Analog gilt, daß bei hohen Inflationsraten die Abwahl einer bürgerlichen Regierung kaum als rational bezeichnet werden kann, wenn die konkurrierenden Parteien der Preisstabilität noch geringere Priorität einräumen. Eine Entscheidung a priori zwischen der Hypothese von Downs über die antigouvernementale Wirkung ökonomischer Schwierigkeiten und dieser „Klientelenhypothese“ ist unmöglich. Nach Downs sollten wir bei konjunkturell steigender Arbeitslosigkeit Verluste von SPD und FDP zu Gunsten der CDU/CSU erwarten, nach der „Klientelenhypothese“ Gewinne der SPD auf Kosten der bürgerlichen Parteien CDU/CSU und FDP.

Der „Klientelenhypothese“ läßt sich entgegenhalten, daß eine sozialdemokratische Regierung bei hoher Arbeitslosigkeit mehr Wähler aus den Mittelschichten verlieren wird, die sich aus hoher Arbeitslosigkeit nichts machen, aber die inflationären Nebeneffekte von gegen die Arbeitslosigkeit gerichteten Maßnahmen befürchten, als sie Wähler aus den von der Arbeitslosigkeit unmittelbar betroffenen Schichten gewinnen kann, die auf solche Programme hoffen. Der entscheidende Punkt ist hier, daß wir a priori nicht sagen können, welcher der beiden Effekte im Einzelfall überwiegen wird. Es wäre deshalb präventiv und unredlich, das weitere Verfahren als rigorosen Test einer Theorie über die Auswirkungen von Arbeitslosigkeit auf Wahlverhalten auszugeben. Eine derartige Theorie steht nicht zur Verfügung. Was wir haben, ist eine Reihe von relativ unspezifischen und zum Teil widersprüchlichen Hypothesen, und wir wollen hier lediglich anhand der verfügbaren Daten einen ersten Überblick über die Existenz, Stärke und Richtung der Zusammenhänge zwischen Arbeitslosigkeit und den Ergebnissen der Bundestagswahl 1976 erarbeiten.

Zu diesem Zweck werden im folgenden Abschnitt zunächst die Variablen und Daten beschrieben, auf denen diese Untersuchung beruht. Danach beschäftigen wir uns mit der Suche nach adäquaten Null-Modellen, welche die Effekte einer Reihe von Variablen eliminieren, die bekanntermaßen mit Stimmverteilungen bei politischen Wah-

len in der Bundesrepublik in einem starken Zusammenhang stehen. Im Anschluß daran werden verschiedene Arbeitslosigkeitsindikatoren in die Analyse einbezogen.

2. Variablen und Daten

Als unabhängige Variablen werden im folgenden die Zweitstimmenanteile von CDU/CSU, SPD und FDP in den Wahlkreisen bei der Bundestagswahl 1976 betrachtet. Die für die gleichen Einheiten definierten unabhängigen Variablen können in drei Gruppen unterteilt werden. Die Variablen der ersten Gruppe stammen aus der Volkszählung vom 27. 5. 1970 und decken zentrale Aspekte der Sozialstruktur ab. Bei der zweiten Gruppe der unabhängigen Variablen handelt es sich um qualitative dichotomische Variablen, nämlich um die Zugehörigkeit zu einem bestimmten Bundesland und um den Gewinn des Direktmandates bei den Bundestagswahlen 1969 bis 1976.

Die dritte Gruppe von unabhängigen Variablen gibt die Arbeitslosigkeit in den einzelnen Untersuchungseinheiten wieder. Die monatlichen Statistiken der Bundesanstalt für Arbeit¹³ enthalten die Zahl der deutschen Erwerbslosen sowie die Arbeitslosenquote unter deutschen Erwerbspersonen für 141 Arbeitsamtsbezirke und für über 500 Arbeitsamtsunterbezirke. Diese Daten erlauben es, Arbeitslosenzahl und Arbeitslosenquote der einzelnen Wahlkreise anzunähern durch gewichtete Mittel der Daten für diejenigen Arbeitsamtsbezirke und Arbeitsamtsunterbezirke, aus denen sich ein gegebener Wahlkreis zusammensetzt¹⁴. Da die Bundestagswahl 1976 im Oktober stattfand, wurden die Arbeitsmarktstatistiken des Monats September 1976 sowie die Vergleichswerte des Monats September der Jahre 1972 bis 1975 in den Datensatz integriert.

Die Wahlergebnisse von 1976 stehen für die 248 Bundestagswahlkreisen zur Verfügung. Die Daten der Volkszählung andererseits sind primär für die Gemeinden der Bundesrepublik erfaßt. Besteht nun ein Wahlkreis aus mehreren Gemeinden, dann lassen sich die Daten problemlos umrechnen. Zerfällt andererseits eine Gemeinde in mehrere Wahlkreise, lassen sich die Ergebnisse der Volkszählung für diese große Gemeinde nicht ohne weiteres für ihre einzelnen Wahlkreise zerlegen. Ähnliches gilt für die Arbeitsmarktstatistiken.

Aus diesen Gründen müssen die 39 Wahlkreise der 14 größten Städte der Bundesrepublik zu 14 „Großwahlkreisen“ zusammengelegt werden¹⁵. Die Zahl der Fälle sinkt dadurch auf 223. Um die Rohdaten dieser städtischen „Großwahlkreise“ mit den übrigen Daten vergleichbar zu machen, müssen sie durch die Anzahl der jeweils einbezogenen Wahlkreise dividiert werden. In diesen Fällen wird also mit auf das ganze Stadtgebiet bezogenen Mittelwerten operiert.

3. Null-Modelle

Zeitreihenanalysen zum Zusammenhang zwischen makroökonomischen Variablen und Wahlergebnissen haben zu der Erkenntnis geführt, daß in einem multiplen Regressionsansatz die jeweiligen Wahlergebnisse in die unabhängigen Variablen einbezogen werden sollten. Bestimmte nicht-ökonomische Variablen, die sowohl auf der Mikroebene wie auch auf der Makroebene erwiesenermaßen mit Wahlverhalten hoch korrelieren, verändern sich in der Regel von Wahl zu Wahl nur geringfügig. Die verzögerten endogenen Variablen können als Näherungsvariablen für derartige stabile Hintergrundfaktoren aufgefaßt werden. Versäumt man, sie bei der Schätzung der Effekte der ökonomischen Variablen zu berücksichtigen, dann läuft man Gefahr, verzerrte Schätzungen der Koeffizienten der ökonomischen Variablen zu berechnen und ihnen eine zu hohe Varianzreduktionskraft zuzuschreiben¹⁶.

Die gleichen Argumente gelten für den Querschnitts-Ansatz. Allerdings steht bei der Regression der Wahlergebnisse von 1976 auf die Arbeitslosigkeit der Einbeziehung der Wahlergebnisse von 1972 in die prädeterminierten Variablen ein praktisches Problem entgegen. Die über alle 223 Wahlkreise hinweg berechneten Korrelationen zwischen den Stimmanteilen bei den Bundestagswahl-

len 1972 und 1976 betragen nämlich 0,995 für die CDU/CSU, 0,992 für die SPD und 0,950 für die FDP¹⁷. Das bedeutet, daß für CDU/CSU und SPD praktisch keine Varianz mehr in den Ergebnissen von 1976 bleibt, die man durch Arbeitslosigkeit erklären könnte, wenn man in einem ersten Schritt die Wahlergebnisse von 1972 in die Modelle einführt.

Andererseits zeigen diese sehr hohen Korrelationen, daß die regionale Verteilung der Stimmenanteile zwischen den beiden Wahlen konstant geblieben ist, und wir müssen dieser Erkenntnis Rechnung tragen. Am besten kann dies durch Einbeziehung genau derjenigen Variablen geschehen, die für diese Stabilität der Wählerpräferenzen verantwortlich sind. Bei der Auswahl dieser Einflußgrößen kann auf wohletablierte Befunde über die sozialstrukturelle Verankerung der bundesrepublikanischen Parteien in der Wählerschaft zurückgegriffen werden.

In der Literatur herrscht Konsens, das die Dimensionen der Urbanisierung der Konfessionszugehörigkeit und der sozialen Schichtung die interregionale Varianz in den Stammwählerpotentialen weitgehend binden¹⁸. Durch diese drei Dimensionen wird der unabhängige Effekt des „Nord-Süd-Gefälles“ praktisch zum Verschwinden gebracht¹⁹. Daß im Süden der Bundesrepublik Hochburgen von CDU und CSU vorherrschen, ist eine Funktion des Überwiegens des ländlich- bzw. mittelständisch-katholischen Mileus, nicht aber einer in Nord und Süd unterschiedlichen Neigung der Angehörigen bestimmter Schichten und Gruppen zu den einzelnen Parteien.

Drei Erklärungsvariablen für sozialstrukturelle Null-Modelle stehen also fest. Sie werden operationalisiert als die Anteile der Katholiken und der von der Landwirtschaft abhängigen Personen an der Wohnbevölkerung der Wahlkreise und als der Anteil der Arbeiter an den Erwerbstätigen. Die vierte Erklärungsvariable, das formale Bildungsniveau, wird berücksichtigt, weil das Abschneiden der Freien Demokraten aus den Anteilen der Katholiken, der Arbeiter und der von der Landwirtschaft Abhängigen deutlich schlechter vorhergesagt werden kann als die Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD. Die Ergänzung des Anteils der Personen mit Abitur an der Wohnbevölkerung vermag diese Diskrepanz zwar nicht aufzuheben aber doch beträchtlich zu verringern.

Wenn wir uns noch länger bei der Auswahl der endgültigen Null-Modelle aufhalten, dann geschieht dies um sicherzustellen, daß nicht später als Korrelat der Arbeitslosigkeit ausgegeben wird, was sich bei etwas modifizierter Modellspezifikation auch auf die Sozialstruktur der Wahlkreise zurückführen läßt. So wird etwa durch länderweise berechnete Korrelationen die Vermutung geweckt, daß Stimmenanteile und sozialstrukturelle Variablen nicht in allen Bundesländern gleichförmig miteinander zusammenhängen, daß also Interaktionseffekte vorliegen. Überdies ist es angezeigt zu prüfen, ob ein unabhängiger Regionen-Effekt auf das Abschneiden der Parteien tatsächlich vernachlässigt werden kann.

Das Ausmaß eines eventuellen Regionen-Effekts läßt sich bestimmen, indem die Stimmenanteile der Parteien auf die vier Sozialstrukturvariablen und zusätzlich auf neun dichotomische Bundeslandvariablen regrediert werden. Um die Bedeutung von Interaktionseffekten zu ermitteln, müssen die Sozialstrukturvariablen in entsprechende Variablen für jedes einzelne Bundesland aufgespalten werden. Interaktion spielt eine Rolle, wenn die Regressionssteigungen einer bestimmten Variablen sich von Land zu Land unterscheiden. Natürlich können auch beide Effekte gleichzeitig auftreten.

Tabelle 1

Korrigierte multiple Determinationskoeffizienten R^2 bei Regression von Stimmenanteilen bei der Bundestagswahl 1976 auf vier sozialstrukturelle Variablen mit und ohne Berücksichtigung von Regionen- und Interaktionseffekten

	CDU/CSU	SPD	FDP
Weder Regionen- noch Interaktionseffekt	0,817	0,754	0,619
Nur Regionen-Effekt	0,884	0,795	0,723
Nur Interaktionseffekt	0,882	0,841	0,756
Regionen- und Interaktionseffekt	0,878	0,834	0,775

Endgültigen Null-Modellen kommen wir näher, wenn für jede Partei vier Regressionsgleichungen geschätzt werden: Zunächst werden nur die Anteile der Abiturienten, der Arbeiter, der Katholiken und der von der Landwirtschaft Abhängigen einbezogen, dann zusätzlich die dichotomischen Bundesland-Indikatoren. Drittens werden die Sozialstruktureffekte länderweise aufgespalten, und abschließend kommen wieder die neun Dichotomien für die einzelnen Bundesländer hinzu. Die Wiedergabe der vollständigen Schätzergebnisse kann unterbleiben, weil es nur auf den Vergleich der Varianzreduktionskraft der einzelnen Modelle ankommt, die in Tabelle 1 durch die korrigierten Werte des multiplen Determinationskoeffizienten R^2 wiedergegeben ist²⁰.

An den Ergebnissen der Tabelle 1 fällt auf, daß die vier ausgewählten sozialstrukturellen Variablen allein bereits beachtlich hohe Varianzanteile in den Wahlkreisergebnissen bei der Bundestagswahl 1976 erklären. Selbständige Einflüsse der Region sind zwar für alle drei Parteien nachweisbar aber quantitativ beeindruckend fallen sie nur bei der FDP aus. Gibt man die Annahme auf, die Stimmenanteile der Parteien hingen über die ganze Bundesrepublik hinweg gleichförmig mit den Anteilen der Arbeiter, der Personen mit Abitur, der Katholiken und der von der Landwirtschaft Abhängigen zusammen, dann sind selbständige regionale Einflüsse auf die Wahlergebnisse überhaupt nicht mehr feststellbar. Die regionale Komponente wirkt sich nicht dadurch aus, daß bestimmte Parteien in bestimmten Teilen der Bundesrepublik gegenüber der Vorhersage durch die vier Sozialstrukturvariablen überdurchschnittlich oder unterdurchschnittlich abschnitten, sondern durch in verschiedenen Regionen verschieden starke Beziehungen zwischen Sozialstruktur und Wahlergebnissen. Diese Erkenntnis müssen unsere Null-Modelle berücksichtigen.

Es wäre jedoch übertrieben, jede der vier unabhängigen Variablen für jedes Bundesland getrennt zu definieren. Schließlich liegen bei allen Kombinationen aus abhängigen und unabhängigen Variablen die Koeffizienten für eineige Bundesländer jeweils recht nahe beieinander, und diese Länder können in den Null-Modellen zusammengefaßt werden. Eine derartige Gruppierung der Bundesländer geschieht induktiv entsprechend dem Anliegen, aus den Wahlkreisergebnissen diejenige Varianz herauszufiltern, die nicht durch zentrale Aspekte der Sozialstruktur gebunden wird.

Tabelle 2

Null-Modelle für die Auswirkungen von ausgewählten sozial-strukturellen Variablen

	CDU/CSU		Zahl der Wahlkreise	SPD		Zahl der Wahlkreise	FDP
		Länder			Länder		
Abitur	2,62 (0,47)	Hamburg	119	-3,13 (0,48)	Bremen	42	0,76 (0,13)
		Niedersachsen			Bayern		
		Bremen			NRW	65	0,72 (0,14)
		Hessen			Saarland		
	2,40 (0,53)	Schlesw.- Holstein	27	-2,72 (0,55)	Nieders.	77	0,63 (0,12)
		Rheinland-Pfalz			Rheinld. Baden-W.		
	1,84 (0,43)	Baden-W. Bayern	77	-2,48 (0,44)	Schles. Hamburg	39	0,41 (0,13)
		Saarland			Hessen		

	CDU/CSU		Zahl der Wahl- kreise	SPD		Zahl der Wahl- kreise	FDP
		Länder			Länder		
Landwirt- schaft	3,01 (0,27)	NRW	60	-3,06 (0,28)	Schlesw. Hamburg	19	0,36 (0,19)
	2,13 (0,14)	Schlesw. Hamburg Nieders. Bremen Hessen Baden-W. Bayern Saarland	147	-1,96 (0,15)	NRW Rheinld. Baden-W.	109	0,15 (0,06)
		Nieders. Bremen Hessen Bayern Saarland			95	-0,03 (0,05)	
0,33 (0,27)	Rheinld.	16	-1,39 (0,28)				
Katho- liken	0,49 (0,18)	Schlesw. Hamburg		-0,33 (0,18)	Schlesw. Hamburg	19	0,66 (0,32)
	0,17 (0,01)	Nieders. Bremen Hessen Rheinld. Baden-W. Bayern Saarland	204	-0,12 (0,01)	Nieders. Hessen Bayern Saarland	92	-0,03 (0,01)
		Bremen NRW Rheinld. Baden-W.			112	-0,05 (0,01)	
Arbeiter	0,48 (0,10)	Rheinld. Baden-W. Bayern Saarland	93	-0,40 (0,10)	Schlesw. Hamburg	19	-0,24 (0,07)
	0,32 (0,10)	Schlesw. Hamburg Nieders. Bremen NRW Hessen	130	-0,22 (0,10)	Bayern Saarland	44	-0,09 (0,03)
		Nieders. Bremen NRW Hessen Rheinld. Baden-W.			160	-0,06 (0,03)	
R ²	0,861			0,818			0,742
R2 korrig.	0,854			0,810			0,726
F	131,3			95,6			46,3
Standard- fehler der Schätzung	0,039			0,041			0,012

Standardfehler der Koeffizientenschätzungen in Klammern

Durch die endgültigen Null-Modelle der Tabelle 2 wird dieses Ziel erreicht. Bei ihrer Schätzung wurden für jede unabhängige Variable diejenigen Bundesländer zusammengelegt, für welche bei vollständiger Aufspaltung ähnliche Koeffizienten berechnet worden waren. Es überrascht nicht, daß die Gruppierungen für CDU/CSU und SPD bei allen vier Sozialstrukturvariablen identisch ausfallen, während die Beziehungen zu den Stimmenanteilen der FDP regional anders differenziert werden müssen. Schließlich sei noch hervorgehoben, daß die durch Gruppierung der Bundesländer mögliche Reduktion der Zahl der unabhängigen Variablen um mindestens 27 (im Falle der FDP) nur mit geringfügigen Abnahmen der erklärten Varianzanteile gegenüber Tabelle 1 (Zeile 3) erkauft zu werden braucht.

4. Die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Bundestagswahl 1976

4.1. Konjunkturelle und strukturelle Arbeitslosigkeit

In longitudinalen Untersuchungen der Zusammenhänge zwischen Arbeitsmarktlage und Wahlergebnissen ist Arbeitslosigkeit ausnahmslos als Ausdruck konjunktureller Entwicklungen aufgefaßt worden. Man muß aber annehmen, daß die hier zur Verfügung stehenden Querschnittsdaten mehr enthalten als nur Informationen über den Konjunkturverlauf. Wenn einige Wahlkreise zu einem bestimmten Zeitpunkt deutlich unter oder über dem Durchschnitt liegende Arbeitslosenquoten aufweisen, dann kann dies durch die globale Konjunkturentwicklung allein nicht erklärt werden, und man muß zum Verständnis eine zweite Dimension des Konzepts der Arbeitslosigkeit heranziehen, nämlich die der „strukturellen“ Arbeitslosigkeit²¹. Im Querschnitt betrachtet steht die Arbeitslosenquote stellvertretend für eine ganze Reihe von Variablen, welche die ökonomischen Lebenschancen der Bewohner einzelner Regionen charakterisieren und eine Dimension der Anpassung an die Modernisierung der Wirtschaft aufspannen.

Die beiden Komponenten der Arbeitslosigkeit am Einzelfall quantitativ zu isolieren, ist nicht einfach – es ist allerdings hier auch gar nicht erforderlich, was sich im Zuge der Operationalisierung zeigen läßt. Beginnen wir mit der konjunkturellen Arbeitslosigkeit. In den meisten einschlägigen Studien hat es sich eingebürgert, die Veränderung der Arbeitslosenquote im Jahr vor der Wahl als Indikator heranzuziehen. Diesem Brauch wollen wir folgen. Von einem Jahr zum nächsten kann man die strukturellen Probleme regionaler Arbeitsmärkte als konstant betrachten. Die Veränderungen der Arbeitslosenquoten zwischen September 1975 und September 1976 reflektieren damit annähernd ausschließlich die Stärke der Auswirkungen der Konjunkturbelebung in den Untersuchungseinheiten. Saisonale Einflüsse sind durch die Auswahl identischer Vergleichsmonate ohnehin kontrolliert.

Problematischer erscheint die Messung der strukturellen Komponente der Arbeitslosigkeit, denn wir haben davon auszugehen, daß in Arbeitslosigkeitsdaten für jeden beliebigen Zeitpunkt beide Effekte miteinander vermengt vorliegen. Allerdings lassen sich Perioden ausmachen, in denen Arbeitslosigkeit als Folge konjunktureller Entwicklung sehr gering war. Von 1961 bis 1966 lag die bundesweit berechnete Arbeitslosenquote im Jahresmittel stets unter 1 %, zwischen 1969 und 1973 überstieg sie nicht 1,2 %. Global kennzeichnen solche Werte einen Zustand der Vollbeschäftigung, dahinter stehen jedoch interessante regionale Verteilungen.

Nach heutigem Maßstab sind 1,5 % Arbeitslosigkeit fürwahr keine Tragödie. Dennoch ist es bemerkenswert, daß eine Liste aller Wahlkreise mit einer Arbeitslosenquote im September 1972 von 1,5 % und mehr so ziemlich alle Regionen der Bundesrepublik abdeckt, die man gemeinhin als ökonomische Notstandsgebiete bezeichnen würde. Diese Übereinstimmung belegt, daß die regionale Verteilung der Arbeitslosigkeit in Perioden mit allgemein geringer Erwerbslosigkeit vor allem strukturelle Schwächen der Arbeitsmärkte reflektiert. Im folgenden werden also neben den Veränderungen der Arbeitslosenquoten zwischen September 1975 und September 1976 als Indikator konjunktureller Arbeitsmarktschwankungen auch die Arbeitslosenquote der Wahlkreise von September 1972 als Indikatoren struktureller Arbeitslosigkeit analysiert werden. Beide Variablen korrelieren über alle Wahlkreise hinweg mit 0,39, was den Erwartungen entspricht, indem in strukturschwachen Wahlkreisen konjunkturbedingte Zunahmen der Arbeitslosigkeit stärker ausfallen und konjunkturbedingte Abnahmen schwächer als in den übrigen Wahlkreisen.

4.2. Arbeitslosigkeit und Wahlergebnisse

Wir wollen nun in die empirische Untersuchung der politischen Auswirkungen der Arbeitslosigkeit eintreten, indem wir die beiden Indikatoren für strukturelle und konjunkturelle Arbeitslosigkeit getrennt und gleichzeitig in die Null-Modelle der Tabelle 2 einbeziehen. Wegen ihrer geringen Multikollinearität steht der gleichzeitigen Berücksichtigung beider Dimensionen nichts im Wege. Die Multikollinearität mit den länderspezifisch gruppierten Sozialstrukturvariablen der Null-Modelle ist ebenfalls sehr gering²², so daß bei der Wiedergabe der Schätzergebnisse in Tabelle 3 zur Platzersparnis und der Übersichtlichkeit halber darauf verzichtet werden kann, die Koeffizienten dieser Sozialstrukturvariablen nochmals aufzuführen. Gegenüber Tabelle 2 treten keinerlei bemerkenswerte Veränderungen in Vorzeichen, Größen- oder Rangordnung dieser Koeffizienten auf.

Besonders einfach ist die Interpretation der Regressionsergebnisse für die FDP. Konjunkturelle Fluktuationen der Arbeitslosigkeit sind für das Abschneiden dieser Partei praktisch bedeutungslos. Im Gegensatz dazu kann ein ziemlich deutlicher Einfluß struktureller Arbeitslosigkeit festgestellt werden. Bei Einbeziehung der Arbeitslosenquote vom September 1972 nimmt R^2 (korrigiert) um 4,7 % zu, und der Regressionskoeffizient zeigt an, daß der Stimmenanteil der FDP bei der Bundestagswahl 1976 bei einer Arbeitslosenquote im Wahlkreis zu Beginn der Legislaturperiode von 1 % im Mittel um 1,1 % unter der Vorhersage des Null-Modells bleibt.

Die Ergebnisse für CDU/CSU und SPD sind völlig komplementär. Die Stimmenanteile beider Parteien werden sowohl von struktureller wie auch von konjunktureller Arbeitslosigkeit beeinflusst, wobei die Effekte der konjunkturellen Komponente bei der CDU/CSU stärker sind. Entsprechend ergibt sich die höchste Varianzreduktion, wenn beide Dimensionen gleichzeitig einbezogen werden. Wegen der unbeträchtlichen – aber doch vorhandenen – Multikollinearität zwischen beiden Indikatoren nehmen ihre Koeffizienten dabei betragsmäßig gegenüber den ihre Effekte isolierenden Model-

Tabelle 3

Regression der Stimmenanteile der Parteien auf ausgewählte sozialstrukturelle Variablen sowie auf konjunkturelle und strukturelle Arbeitslosigkeit

	CDU/CSU			SPD			FDP		
Strukturelle Arbeitslosigkeit (Arbeitslosenquote September 1972)	0,022 (0,006)	0,013 (0,006)		0,034 (0,006)	0,025 (0,006)		-0,011 (0,002)	-0,011 (0,002)	
Konjunkturelle Arbeitslosigkeit (Veränderung der Arbeitslosenquote Sept. 1975 – Sept. 1976)		-0,030 (0,006)	-0,026 (0,006)	0,034 (0,006)	0,026 (0,006)		-0,003 (0,002)	0,001 (0,002)	
R ²	0,870	0,878	0,881	0,843	0,845	0,857	0,787	0,746	0,787
R ² korrigiert	0,863	0,872	0,874	0,835	0,837	0,848	0,773	0,729	0,772
F	127,9	138,3	129,4	102,9	104,4	104,5	55,0	43,7	51,1
Standardfehler der Schätzung	0,038	0,037	0,037	0,038	0,038	0,036	0,011	0,012	0,011

Standardfehler der Koeffizientenschätzungen in Klammern

len geringfügig ab. Den geringsten Zuwachs in der gebundenen Varianz gegenüber den Null-Modellen (0,9 %) erhält man bei der Erklärung des Abschneidens von CDU und CSU durch strukturelle Arbeitslosigkeit, den stärksten (2,7 %) bei Erklärung des SPD-Stimmenanteils durch konjunkturelle Arbeitslosigkeit. Beide Dimensionen zusammen genommen führen zu zusätzlich erklärten Varianzanteilen von 2 % für die CDU/CSU und 3,8 % für die SPD. Beide Komponenten der Arbeitslosigkeit schaden der CDU/CSU und begünstigen die Sozialdemokraten. Gegenüber den Vorhersagen durch die Null-Modelle bedeutet 1 % Arbeitslosigkeit im September 1972 Einbußen der CDU/CSU von 1,3 % und Gewinne der SPD von 2,5 %. Eine Zunahme der Arbeitslosenquote um 1 % zwischen September 1975 und September 1976 zieht im Mittel Gewinne der SPD von 2,6 % der Stimmen auf Kosten von CDU und CSU nach sich.

Alles in allem besagen die Ergebnisse der Tabelle 3, daß relativ hohe strukturelle Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1976 die Sozialdemokraten begünstigte und CDU/CSU und FDP jeweils etwa gleich große Stimmenanteile kostete. Konjunkturelle Fluktuationen der Arbeitslosigkeit im Jahr vor der Wahl ließen die FDP unberührt und führten zu Austauschprozessen zwischen den großen Parteien, die im Falle einer Zunahme der Arbeitslosenquote von CDU und CSU zur SPD und im Fall der Abnahme in umgekehrter Richtung liefen²³. Mit dem in Ablehnung an Downs postulierten anti-gouvernementalen Effekt unbefriedigender ökonomischer Entwicklungen sind diese Resultate nicht vereinbar. Sie sprechen vielmehr eindeutig für die „Klientelhypothese“, da beide Dimensionen der Arbeitslosigkeit die von den dadurch hauptsächlich

betroffenen Schichten traditionell bevorzugte Partei begünstigen und zum Nachteil der bürgerlichen Parteien ausschlagen, wovon die FDP im Falle konjunktureller Arbeitslosigkeit ausgenommen wird. Nach den bisherigen Berechnungen verstärkt hohe bzw. steigende Arbeitslosigkeit die Anlehnung an diejenige Partei, welche nach ihren eigenen Bekundungen und nach historisch bedingten sozialstrukturellen Verankerungen in der Wählerschaft die Interessen der tatsächlich oder potentiell Arbeitslosen am ehesten vertritt. Im folgenden soll nun untersucht werden, ob diese Befunde bei regionaler Differenzierung und für einzelne Gruppen von Wahlkreisen als stabil erwiesen werden können.

4.3. Stabilität der Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Wahlergebnissen

Der Stabilität der oben ermittelten Zusammenhänge kann man zunächst im Vergleich der einzelnen Bundesländer nachgehen. Definiert man für die Wahlkreise eines jeden Landes gesonderte Indikatoren struktureller und konjunktureller Arbeitslosigkeit, dann läßt sich aus Regressionen der Stimmenanteile auf die Sozialstrukturvariablen und auf diese länderspezifischen Arbeitslosigkeitsindikatoren ablesen, ob und in welchem Umfang die Wahlergebnisse in den Ländern durch die beiden Dimensionen der Arbeitslosigkeit in unterschiedlichem Maße beeinflusst werden.

Tabelle 4

Regression der Stimmenanteile der FDP auf ausgewählte sozialstrukturelle Variablen sowie auf strukturelle Arbeitslosigkeit in drei Gruppen von Bundesländern

	Baden-Württemberg	
	Saarland	0,002
	(38 Kreise)	(0,004)
	Niedersachsen	
	Bremen	
	Nordrhein-Westfalen	
	Hessen	-0,011
	Rheinland-Pfalz	(0,002)
	Bayern	
	(166 Kreise)	
	Schleswig-Holstein	
	Hamburg	-0,014
	(19 Kreise)	(0,009)
R^2		0,802
R^2 korrigiert		0,786
F		52,1
Standardfehler der Schätzung		0,010

Standardfehler der Koeffizientenschätzungen in Klammer

Für die FDP findet man in allen Ländern bestätigt, daß konjunkturelle Schwankungen der Arbeitslosigkeit für ihr Abschneiden unerheblich sind. Strukturelle Arbeitslosigkeit beeinflußt ihre Stimmenanteile in Baden-Württemberg und dem Saarland überhaupt nicht und in Schleswig-Holstein und Hamburg besonders stark, während in den übrigen sechs Bundesländern recht genau der bundesweit ermittelte Zusammenhang (Tabelle 3) reproduziert wird. Faßt man den Indikator struktureller Arbeitslosigkeit für diese drei Gruppen von Bundesländern zusammen und schätzt ein entsprechendes Regressionsmodell (Tabelle 4), dann wird dieser Sachverhalt veranschaulicht. Gegenüber Tabelle 3 ergibt sich ein Zuwachs in der erklärten Varianz von 1,3 %.

CDU/CSU und SPD werden in allen Bundesländern von konjunkturellen Fluktuationen auf dem Arbeitsmarkt gleichförmig betroffen. Uneinheitlicher ist das Bild bei dem Indikator struktureller Arbeitslosigkeit. In sechs Bundesländern finden wir die vertrauten Zusammenhänge in gewohnter Größenordnung. Für Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und Bayern dagegen werden Koeffizienten geschätzt, die sich entweder von Null kaum unterschieden oder sogar gegenüber Tabelle 3 „falsche“ Vorzeichen aufweisen. In diesen Ländern scheint strukturell bedingte Arbeitslosigkeit die Wahlergebnisse der großen Parteien nicht zu tangieren oder gar den oppositionellen Christdemokraten auf Kosten der Sozialdemokraten zugute zu kommen.

Es ist schwierig, einzusehen oder gar zu erklären, warum ein und dieselbe wirtschaftliche Lage sich in verschiedenen Ländern der Bundesrepublik verschieden auf Wahlergebnisse auswirken sollte. Im Falle der FDP geht es nur darum, daß eine bundesweit nahezu einheitliche Tendenz sich in zwei Ländern *nicht* nachweisen läßt. Die großen Parteien aber geben das Rätsel auf, daß relativ hohe strukturelle Arbeitslosigkeit der gleichen Partei schaden und auch nützen kann — je nach Bundesland. In einem theoretischen Sinn *erklärt* jedoch die Aufgliederung des Bundesgebietes in Länder und Regionen überhaupt nichts.

Eine der möglichen Ursachen könnte in der Verteilung von Hochburgen der Parteien auf die einzelnen Bundesländer liegen. Es könnte sein, daß die parteipolitischen Auswirkungen von Schwierigkeiten der regionalen Wirtschaftsstruktur je nachdem unterschiedlich ausfallen, welche Partei in der betreffenden Region traditionell das Vertrauen der Mehrheit der Wähler genießt. Über die zu erwartende Richtung der Beziehungen, ob ökonomische Strukturprobleme eher der überlegenen oder der unterlegenen Partei angekreidet werden, läßt sich a priori nur spekulieren. Plausibel erscheint die Hypothese, derartige Strukturprobleme verstärken die Position der führenden Partei, gehören sie doch zu den sozio-ökonomischen Rahmenbedingungen, unter denen sich ihre Führung herausgebildet hat. Wird in einer strukturschwächeren Region eine Partei über längere Zeit hinweg ihren Konkurrenten mit deutlichem Abstand vorgezogen, dann ist es nur bei verbreiteter kognitiver Dissonanz möglich, daß ihr die längerfristig vorhandenen ökonomischen Strukturprobleme dieser Region angelastet werden.

Diese Hypothese läßt sich überprüfen, wenn man die 223 Wahlkreise in vier Gruppen danach einteilt, ob ihr Direktmandat bei den Bundestagswahlen 1969 bis 1976 immer, zweimal, einmal oder nie an die SPD gegangen ist, und für jede dieser vier Gruppen einen getrennten Indikator struktureller Arbeitslosigkeit definiert, der in allen Wahlkreisen der drei übrigen Gruppen den Wert Null annimmt²⁴. Regrediert man

die Stimmenanteile der Parteien auf die ausgewählten sozialstrukturellen Variablen und zusätzlich auf diese vier neu definierten Variablen sowie – mit Ausnahme der FDP – auf den Indikator konjunktureller Arbeitsmarktschwankungen, dann erhält man die in Tabelle 5 wiedergegebenen Koeffizientenschätzungen. Aus ihnen geht eindeutig hervor, daß die in Tabelle 4 erfaßten regionalen Unterschiede in der Beziehung zwischen struktureller Arbeitslosigkeit und Stimmenanteilen der Freien Demokraten mit der Verteilung der Hochburgen der beiden großen Parteien nichts zu tun haben. Anders verhält es sich bei den beiden großen Parteien. Die Koeffizienten struktureller Arbeitslosigkeit in Tabelle 3 erweisen sich als grobe Mittelwerte. In den 37 Wahlkreisen mit zwischen 1969 und 1976 wechselnden Mehrheitsverhältnissen profitiert die SPD leicht von ökonomischen Strukturproblemen, was dort aber zum größten Teil auf Kosten der FDP und nicht etwa der CDU/CSU geht. In ihren 87 Hochburgen schneidet die SPD bei hoher struktureller Arbeitslosigkeit deutlich über den von ihrem Null-Mo-

Tabelle 5

Regression der Stimmenanteile der Parteien auf ausgewählte sozialstrukturelle Variablen sowie auf konjunkturelle und strukturelle Arbeitslosigkeit, letztere differenziert nach Hochburgen der großen Parteien

	CDU/CSU	SPD	FDP	
Direktmandat 1969–1976 stets an SPD (87 Kreise)	-0,029 (0,006)	0,040 (0,006)	-0,011 (0,002)	
Direktmandat 1969–1976 2 x SPD (16 Kreise)	-0,005 (0,010)	0,015 (0,010)	-0,007 (0,003)	
Strukturelle Arbeitslosigkeit (Arbeitslosenquote September 1972)	Direktmandat 1969–1976 1 x SPD	0,002 (0,009)	0,009 (0,009)	-0,010 (0,003)
Direktmandat 1969–1976 stets an CDU/CSU	0,020 (0,008)	-0,011 (0,008)	-0,008 (0,003)	
Konjunkturelle Arbeitslosigkeit (Veränderung der Arbeitslosenquote September 1975 – September 1976)	-0,021 (0,005)	0,021 (0,005)		
R^2	0,901	0,883	0,786	
R^2 korrigiert	0,894	0,974	0,768	
F	126,0	103,9	44,3	
Standardfehler der Schätzung	0,034	0,033	0,011	

Standardfehler der Koeffizientenschätzungen in Klammern

dell vorhergesagten Werten ab, CDU und CSU bleiben weit darunter. Die 95 beständigen Hochburgen von CDU und CSU weisen genau entgegengesetzte Muster auf..

Diese Ergebnisse stützen die Hypothese, daß strukturelle Schwächen regionaler Arbeitsmärkte die Position derjenigen politischen Kraft verstärken, die traditionell das Vertrauen der Mehrheit der Wähler der betreffenden Region genießt. Die Erklärungskraft dieser Hypothese erweist sich als derjenigen der alternativen Hypothese einheitlicher Zusammenhänge überlegen, was sich an den Zunahmen der korrigierten multiplen Determinationskoeffizienten in Tabelle 5 gegenüber Tabelle 3 ablesen läßt. Für die CDU/CSU steigt R^2 um 2 %, für die SPD um 2,6 %. Damit haben wir bisher durch Einbeziehung der Arbeitslosigkeitsvariablen in der Gesamtvarianz der Stimmenanteile 4 % für CDU/CSU, 6,4 % für die SPD und 6 % für die FDP zusätzlich zu den Null-Modellen erklärt.

Daß strukturelle Arbeitslosigkeit und die Stimmenanteile der beiden großen Parteien nicht über die ganze Bundesrepublik hinweg linear miteinander zusammenhängen, deutet die Möglichkeit an, daß zwischen der Wirkung struktureller Arbeitslosigkeit und der relativen Stärke der beiden großen Parteien interaktive Effekte bestehen könnten, weil hohe strukturelle Arbeitslosigkeit in Hochburgen der CDU/CSU von solcher in Hochburgen der SPD nach ihren strukturellen Korrelaten unterscheiden werden kann. Zunächst wenden wir uns dem zweiten Aspekt zu.

Unterteilt man den Wertebereich der SPD-Ergebnisse bei der Bundestagswahl 1976 in elf Intervalle mit einer Breite von 4 % und einer Untergrenze von 20 %, dann lassen sich für die Wahlkreise der einzelnen Intervalle Mittelwerte ihrer Arbeitslosenquote vom September 1972 und der Voraussagefehler des Null-Modells für die SPD berechnen (Tabelle 6).

Tabelle 6

Mittlere Arbeitslosenquoten vom September 1972 und mittlere Voraussagefehler des SPD-Null-Modells in Wahlkreisen mit verschiedenen hohen SPD-Anteilen

Intervall-Nr.	Intervallgrenzen SPD von ... bis ..., (%)	Zahl der Kreise	Mittel der Arbeitslosenquote Sept. 72	Mittlere Abweichung des SPD-Anteils vom Null-Modell
1	20-24	4	0,95	0,0063
2	24-28	14	0,79	-0,0227
3	28-32	19	0,88	-0,0130
4	32-36	23	0,66	-0,0087
5	36-40	29	0,56	-0,0176
6	40-44	32	0,79	-0,0032
7	44-48	44	0,95	-0,0141
8	48-52	29	1,03	0,0196
9	52-56	13	1,57	0,0402
10	56-60	10	1,19	0,0371
11	60-64	6	1,62	0,0846

In Tabelle 6 fällt auf, daß Wahlkreise mit relativ hoher Arbeitslosigkeit im September 1972 nicht notwendigerweise SPD-Hochburgen sind. Läßt man die damals „extrem hohen“ Arbeitslosenquoten über 1,1 % einen Augenblick lang unberücksichtigt, dann findet man unter den 142 Wahlkreisen mit Arbeitslosenquoten zwischen knapp 0,8 und stark 1 % (Kategorien 1 bis 3, 6 bis 8) sowohl 37 CDU-Hochburgen (Kategorien 1, 2 und 3) wie auch 105 Kreise mit überdurchschnittlich guten SPD-Ergebnissen. Die Klassen 1 bis 3 umfassen also vor allem diejenigen Kreise, in denen strukturelle Arbeitslosigkeit nach den Schätzungen aus Tabelle 5 der CDU/CSU zugute kommt; die Klassen 7 bis 11 enthalten die Wahlkreise mit überdurchschnittlich guten SPD-Ergebnissen, wo strukturelle Arbeitsmarktprobleme das Abschneiden dieser Partei noch begünstigen. Dazwischen finden wir die 84 Wahlkreise mit den geringsten strukturellen Arbeitsmarktproblemen und mit dem Durchschnitt am ehesten entsprechenden SPD-Stimmenanteilen.

Nun könnte man argumentieren, diese Beziehung sei verursacht durch sozialstrukturelle Drittvariablen wie etwa den Arbeiteranteil im Wahlkreis. Aus der letzten Spalte von Tabelle 6 geht jedoch hervor, daß dem nur zum Teil so sein kann. Hier sind für die elf Klassen von Wahlkreisen die mittleren Residuen vom SPD-Null-Modell wiedergegeben, in denen die Effekte von Konfession, Bildung, Arbeiter- und Landwirtschaftsanteil kontrolliert sind. Dennoch finden wir ein ähnliches Bild wie vorher. Betrachten wir nur die Wahlkreise mit besonders hohem SPD-Anteil, dann gilt, je höher die strukturelle Arbeitslosigkeit desto höher die (positive) Abweichung von der Vorhersage des sozialstrukturellen Null-Modells. Spiegelbildlich gilt für die Wahlkreise mit besonders hohem CDU/CSU Anteil: je höher die strukturelle Arbeitslosigkeit desto weiter bleibt die SPD unter dem Vorhersagewert des Null-Modells.

Was unterscheidet die Wahlkreise voneinander, in denen strukturelle Arbeitsmarktprobleme eher der einen oder der anderen großen Partei zugute kommen – außer daß die beiden Parteien in ihnen unterschiedlich stark sind? Betrachtet man die Mittelwerte einer Reihe von sozialstrukturellen Variablen für drei Gruppen von Wahlkreisen, nämlich für CDU/CSU-Hochburgen mit relativ hoher Arbeitslosenquote im September 1972 (Klassen 1 bis 3 in Tabelle 6), für die Kreise mit den gesündesten Arbeitsmärkten und mittleren SPD-Anteilen (Klassen 4 bis 6) und schließlich für die Wahlkreise mit für die SPD günstigen Ergebnissen und gleichzeitig einer überdurchschnittlichen Arbeitslosenquote im September 1972 (Klassen 7 bis 11), dann findet man folgendes:

Bei den Kreisen der ersten Kategorie handelt es sich um landwirtschaftlich-katholische Regionen mit dem geringsten Bildungsniveau und den geringsten Anteilen von Energiewirtschaft, Produktion, Dienstleistungen und Handel/Verkehr. Selbständige und mithelfende Familienangehörige sind stark überdurchschnittlich vertreten. 24 dieser 37 Wahlkreise sind eher ländliche Kreise in Bayern.

In der mittleren Kategorie findet man gehäuft klein- und mittelstädtisch geprägte Wahlkreise vor. Katholiken sind leicht in der Überzahl, der Anteil der Personen mit Abitur ist am höchsten. Die Erwerbsstruktur wird geprägt durch hohe Anteile von Verarbeitendem Gewerbe und Dienstleistungsbranchen. Nach der Verteilung der Berufspositionen nehmen diese Wahlkreise durchweg Mittelstellungen ein. In den fraglichen 84 Wahlkreisen sind die Kreise Baden-Württembergs (26) und die Kreise von Universtitätsstädten (25) stark überrepräsentiert.

In der dritten Kategorie schließlich ist die höchste Besiedlungsdichte anzutreffen. Protestanten überwiegen, und die Erwerbsstruktur wird durch Verarbeitendes Gewerbe, Handel und Verkehr dominiert. Landwirtschaft, Selbständige und mithelfende Familienangehörige spielen eine bescheidene Rolle, dafür liegen die Anteile der Arbeiter und Angestellten deutlich über denjenigen der anderen Kategorien. Wir haben es also mit eher großstädtischen-industriell-protestantischen Milieus zu tun. Von den 29 Wahlkreisen mit höchsten SPD-Anteilen bei der Bundestagswahl 1976 und höchster Arbeitslosigkeit im September 1972 (Kategorien 9 bis 11) liegen 16 in Nordrhein-Westfalen, und zwar *alle* im Ruhrgebiet.

Diese detaillierte Betrachtung läßt den in Tabelle 5 festgehaltenen Vorzeichenwechsel struktureller Arbeitslosigkeit in einem anderen Licht erscheinen. Um ihre politischen Effekte in den Griff zu bekommen, haben wir sie zu differenzieren in eher agrarisch und eher industriell bestimmte strukturelle Arbeitslosigkeit. CDU und CSU haben Hochburgen im ländlichen Raum, und wenn es dort strukturelle Probleme des Arbeitsmarkts gibt, dann sind vor allem Erwerbstätige aus der Landwirtschaft und verwandten Branchen betroffen. Wenn wir nun finden, daß derartige Probleme in diesen Regionen das Abschneiden von CDU und CSU bei Wahlen begünstigen, dann liegt das nicht nur daran, daß die Existenz solcher Schwierigkeiten in einer Region generell Bindungen an die traditionell führende politische Kraft verstärkt, sondern daß durch ihre unmittelbare Betroffenheit die Parteibindung einer ohnehin christdemokratischen Klientel gefestigt wird. Spiegelbildlich gilt dasselbe für Arbeiterschichten in Gegenden mit hoher industriell-struktureller Arbeitslosigkeit.

Wenn diese Interpretationen Gültigkeit besitzen, dann müßten Interaktionseffekte zwischen der Wirkung struktureller Arbeitslosigkeit und den Stärkeverhältnissen zwischen den beiden großen Parteien bestehen. In industriell geprägten Kreisen bringt hohe strukturelle Arbeitslosigkeit Vorteile für die SPD, die dort bereits besonders gut im Rennen ist. Im landwirtschaftlichen Milieu schaden ökonomische Strukturprobleme der SPD, obwohl oder gerade weil sie dort besonders schlecht dasteht. Wahlkreise mit gemischter Erwerbsstruktur haben die geringsten Dauerprobleme auf dem Arbeitsmarkt, die beiden großen Parteien sind in der Regel durchschnittlich vertreten, und die Effekte struktureller Arbeitslosigkeit sollten gering sein. Mithin müßten sich die Koeffizienten des Indikators struktureller Arbeitslosigkeit in den Modellen der beiden großen Parteien in Tabelle 3 darstellen lassen als lineare Funktionen des Stimmenanteils der SPD (oder natürlich auch der CDU/CSU) im Wahlkreis.

Bezeichnen wir den Koeffizienten der Arbeitslosenquote vom September 1972 im Modell für den Stimmenanteil etwa der SPD als a , dann sollte gelten:

$$a = b (\text{SPD-Anteil}) + c$$

Regrediert man die Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD neben den sozialstrukturellen Variablen der Null-Modelle auch auf die Arbeitslosenquote vom September 1972 und auf das Produkt aus SPD-Anteil und Arbeitslosenquote vom September 1972, dann lassen sich b und c schätzen, und der Effekt struktureller Arbeitslosigkeit kann für verschiedene Stärken der SPD angegeben werden. Tabelle 7 enthält die Schätzergebnisse derartiger nicht-linearer Modelle, Tabell 8 gibt die Koeffizienten der Arbeitslosenquote des September 1972 in den Modellen für CDU/CSU und SPD in Abhängigkeit vom SPD-Stimmenanteil an.

Tabelle 7

Regression der Stimmenanteile von CDU/CSU und SPD auf ausgewählte sozialstrukturelle Variablen sowie auf konjunkturelle und strukturelle Arbeitslosigkeit bei Spezifikation von Interaktionseffekten für letztere

	CDU/CSU	SPD
Strukturelle Arbeitslosigkeit (Arbeitslosenquote September 1972)	0,165 (0,016)	0,159 (0,016)
Arbeitslosenquote September 1972 x x SPD-Anteil 1976	-0,385 (0,034)	0,396 (0,033)
Konjunkturelle Arbeitslosigkeit (Veränderung der Arbeitslosenquote September 1975 - September 1976)	-0,010 (0,005)	0,010 (0,005)
R ²	0,927	0,916
R ² korrigiert	0,922	0,911
F	203,4	175,4
Standardfehler der Schätzung	0,029	0,028

Standardfehler der Koeffizientenschätzungen in Klammer

Tabelle 8

Koeffizienten der strukturellen Arbeitslosigkeit für CDU/CSU und SPD in Abhängigkeit von Stimmenanteil der SPD

SPD-Anteil 1976 (%)	Koeffizient der Arbeitslosenquote vom September 1972 für	
	CDU/CSU	SPD
20	0,088	-0,079
25	0,069	-0,060
30	0,050	-0,040
35	0,030	-0,020
40	0,011	0,000
45	-0,008	0,020
50	-0,027	0,039
55	-0,047	0,059
60	-0,066	0,079
65	-0,085	0,099

Die Hypothese nicht-linearer Zusammenhänge wird in Tabelle 7 bestätigt. Obwohl die Zahl der Erklärungsvariablen gegenüber Tabelle 5 um zwei sinkt, steigen die multiplen Determinationskoeffizienten R^2 deutlich an. Durch die Modelle der Tabelle 7 gelingt es, etwa die Hälfte der durch die sozialstrukturellen Null-Modelle unerklärten Varianz in den Stimmenanteilen der beiden großen Parteien zu erklären. Für sich genommen sind die Koeffizienten struktureller Arbeitslosigkeit in Tabelle 7 nicht ohne weiteres zu interpretieren. Setzt man sie aber als Schätzwert für b und c in die obige Formel ein, dann kann abgelesen werden, wie stark der Effekt struktureller Arbeitslosigkeit auf die beiden großen Parteien bei gegebenem Stimmenanteil der Sozialdemokraten ist (Tabelle 8). Die Werte der Tabelle 8 sprechen für sich. Sie bestätigen, was über die Wirkungsweise regionaler ökonomischer Strukturprobleme in Hochburgen der beiden Parteien gesagt wurde. Sie bestätigen ebenfalls, daß derartige Probleme in den Wahlkreisen mit durchschnittlichen Stimmenanteilen von CDU/CSU und SPD und mit gesunder Arbeitsmarktstruktur ohne jede politische Auswirkung sind.

5. Abschließende Bemerkungen

Zweck dieses Abschnittes ist nicht, inhaltliche Resultate zusammenzufassen, sondern sie in den Fortgang der Forschung über den Zusammenhang von Wirtschaft und Politik einzuordnen. Was Forschungsplan und Daten angeht, wird der Schluß nahegelegt, daß eine weitere Verfolgung des hier gewählten Ansatzes – Querschnittanalyse tatsächlicher Wahlergebnisse in vergleichsweise kleinen Untersuchungseinheiten – sich lohnen dürfte. Wenn die Analyse der ökonomischen Determinanten politischer Präferenzen mittels Aggregatdaten eine Zukunft haben soll, ist sie höchstwahrscheinlich in Querschnitt- oder kombinierten Querschnitt-Längsschnitt-Untersuchungen tatsächlicher Wahlergebnisse zu finden. Für die Bundesrepublik stehen geeignete Daten für eine Reihe von interessanten und relevanten ökonomischen Variablen zur Verfügung.

Unter methodologischem Aspekt ist ferner die Notwendigkeit hervorzuheben, die hier vorgefundenen Zusammenhänge in Umfragematerial zu replizieren. Vorliegende Umfragen sagen uns sehr wenig über die politischen Präferenzen von Arbeitslosen, und diesem Mangel ist abzuhelfen. Besonders interessant ist die Frage, ob sich auf der Individualebene die nicht-lineare Beziehung zwischen struktureller Arbeitslosigkeit und den Stimmenanteilen der Parteien nachvollziehen läßt. Aus den hier vorgelegten Ergebnissen folgt für einen derartigen Replikationsversuch die Hypothese, daß erwerbslos gewordene Beschäftigte solcher Wirtschaftszweige, die sich in der betreffenden Region in einer strukturellen Dauerkrise befinden, in besonders hohem Umfang die dort traditionell dominierende Partei unterstützen. Diese Formulierung verweist in den Bereich der Kontextanalyse.

Inhaltlich bringt die vorliegende Arbeit zwei Erkenntnisse, die weitere Aufmerksamkeit verdienen. Erstens ist festzuhalten, daß Arbeitslosigkeit in Querschnittstudien oder kombinierten Quer- und Längsschnittstudien nicht nur als konjunkturelles Phänomen aufgefaßt werden kann, sondern gleichzeitig die Probleme regionaler Wirtschaftsstrukturen reflektiert. Diese zwei Dimensionen des globalen Konzepts müssen

auseinandergehalten werden und ihre unabhängigen Effekte müssen quantitativ gewichtet werden. Um die politischen Auswirkungen struktureller Arbeitslosigkeit in den Griff zu bekommen, ist es ferner notwendig, nach betroffenen Wirtschaftssektoren zu differenzieren.

Zweitens weichen die Beziehungen zwischen Arbeitslosigkeit und Wahlergebnissen 1976, zum Teil von den Mustern ab, die man in Anlehnung an gängige Theorien und an das vorwissenschaftliche Vorverständnis erwartet. Die Wirkung konjunktureller Arbeitsmarktschwankungen entspricht der „Klientelhypothese“, indem steigende Arbeitslosigkeit nicht etwa der Bundesregierung schadet, sondern den bürgerlichen Parteien CDU/CSU und FDP. „Irrational“ kann man diesen Zusammenhang nur dann nennen, wenn man die Stimmenabgabe für die Opposition als die einzige rationale Reaktion auf Unzufriedenheit mit der Arbeitsmarktlage definiert.

Die berichteten Beziehungen zwischen struktureller Arbeitslosigkeit und Wahlergebnissen gehen werden mit dem Downs'schen Modell noch mit der „Klientelhypothese“ konform. Weder schadet eine derartige Konstellation notwendigerweise der Regierung, noch führt sie automatisch zur Verstärkung derjenigen Partei, welche für sich reklamieren kann, der Vertretung von Arbeitnehmerinteressen traditionell hohe Priorität eingeräumt zu haben. Stattdessen begünstigen solche Umstände die lokal führende Partei und den Ausbau von Hochburgen. Welche sozialpsychologischen Mechanismen dafür verantwortlich sein könnten, muß hier offen bleiben.

Anmerkungen

- 1 A. Downs, *An Economic Theory of Democracy*, New York 1957, Kap. 3. Cf. auch P. Herder-Dornreich und M. Groser, *Ökonomische Theorie des politischen Wettbewerbs*, Göttingen 1977; R. Dinkel, *Der Zusammenhang zwischen der ökonomischen und politischen Entwicklung in einer Demokratie: Eine Untersuchung mit Hilfe der ökonomischen Theorie der Politik*, Berlin 1977.
- 2 S.A. Rice, *Quantitative Methods in Politics*, New York 1928.
- 3 Zusammenfassungen dieser Literatur der 30er und 40er Jahre finden sich bei G.H. Kramer, „Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior“ in: *American Political Science Review* 65 (1971), 131–143, 131 ff.; H. Rattinger, *Wirtschaftslage und Wahlen in der Bundesrepublik Deutschland: Ein Versuch politikwissenschaftlich-statistischer Aggregatdatenanalyse* (Habilitationsschrift, Universität Freiburg), Freiburg 1978, 86 ff., 107ff.
- 4 C.A.E. Goodhart und R.J. Bhansali, „Political Economy“ in: *Political Studies* 18 (1970), 43–106.
- 5 G.H. Kramer, a.a.O., G.H. Kramer und S.J. Lepper, „Congressional Elections“ in: W.O. Ayde-lotte et al., *The Dimensions of Quantitative Research in History*, Princeton, N.J., 1972, 256–284.
- 6 Eine Übersicht über die neuere Literatur findet sich bei H. Rattinger, a.a.O.
- 7 G. Kirchgäßner, „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), 1976.
- 8 G. Kirchgäßner, „Wirtschaftslage und Wählerverhalten: Eine empirische Studie für die Bundesrepublik Deutschland von 1971 bis 1976“ in: *Politische Vierteljahresschrift* 18 (1977), 510–536.
- 9 D. Roth, „Ökonomische Variablen und Wahlverhalten“ in: *Politische Vierteljahresschrift* 14 (1973), 257–274; „Ökonomische Situation und Wahlverhalten: Das Beispiel Arbeitslosigkeit“ in: *Politische Vierteljahresschrift* 18 (1977), 537–550.

- 10 B.S. Frey, „Towards a Mathematical Model of Government Behavior“ in: Zeitschrift für Nationalökonomie 28 (1968), 355–380; D.A. Hibbs, Economic Interest and the Politics of Macroeconomic Policy (M.I.T. Center for International Studies Publication C/75–14), Cambridge, Mass. 1976.
- 11 D.A. Hibbs, „Political Parties and Macroeconomic Policy“ in: APSR/71 (1977), 1467–1487.
- 12 D.E. Stokes, „Spatial Models of Party Competition“ in: APSR/57 (1963), 368–377.
- 13 Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (ANBA).
- 14 Die Berechnung der Arbeitslosenstatistiken für die Wahlkreise aus den Daten der Arbeitsamtsbezirke und Arbeitsamtsunterbezirke haben dankenswerterweise Peter Schoof und Horst Zipfel vorgenommen.
- 15 Für die folgenden 14 Städte mußten zwei oder mehr Wahlkreise zusammengelegt werden: Hannover (Wahlkreis Nr. 36, 37, 38), Köln (59, 60, 61, 62), Wuppertal (69, 70), Düsseldorf (74, 75, 76), Essen (87, 88, 89), Duisburg (90, 91), Gelsenkirchen (97, 98), Dortmund (114, 115, 116), Bochum (117, 118), Frankfurt (140, 141, 142), Stuttgart (164, 165, 166), Mannheim (179, 180), München (204, 205, 206, 207, 208), Nürnberg (230, 231).
- 16 Zu den Auswirkungen der Unterspezifikation von Regressionsmodellen cf. G.W. Borbinstedt und T.M. Carter, „Robustness in Regression Analysis“ in: H.L. Costner, Sociological Methodology 1971, San Francisco 1971, 118–146; J. Deegan, „The Consequences of Model Misspecification in Regression Analysis“ in: Multivariate Behavioral Research 11 (1976), 237–248.
- 17 Zur regionalen Stabilität von Wahlergebnissen in der Bundesrepublik cf. D. Hoscicka und H. Schunck, „Stabilität regionaler Wählerstrukturen in der Bundesrepublik“ in: Politische Vierteljahresschrift 18 (1977) 2/3, 279–300.
- 18 Cf. Z.B. W. Kaltefleiter, Zwischen Konsens und Krise: Eine Analyse der Bundestagswahl 1972, Köln 1973, 144 ff.; Vorspiel zum Wechsel: Eine Analyse der Bundestagswahl 1976, Berlin 1977, 214ff.
- 19 M. Kaase, „Die Bundestagswahl 1972: Probleme und Analysen“ in: Politische Vierteljahresschrift 14 (1973), 145–190.
- 20 Korrigierte Werte von R^2 sind wegen der unterschiedlichen Zahl von unabhängigen Variablen erforderlich. Zur Berechnung cf. z.B. G. Hilton, Intermediate Politometrics, New York 1976, 153.
- 21 Zur Unterscheidung von „konjunktureller“ und „struktureller“ Arbeitslosigkeit cf. z.B. B. Gablen, Volkswirtschaftslehre, München 1976, 89ff.
- 22 Über die Hälfte der Korrelationen zwischen struktureller und konjunktureller Arbeitslosigkeit einerseits und länderweise gruppierten Sozialstrukturvariablen andererseits liegen dem Betrag nach unter 0,1. Die stärkste Korrelation ($r=0,38$) besteht zwischen dem Arbeiteranteil und struktureller Arbeitslosigkeit in den Wahlkreisen der Länder Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Nordrhein-Westfalen und Hessen.
- 23 Diese inhaltlichen Ergebnisse über die Auswirkungen der Arbeitslosigkeit scheinen von der Auswahl eines bestimmten Null-Modells weitgehend unabhängig zu sein. Anderwärts habe ich mit Null-Modellen, welche nur eigenständige Regionen-Effekte bzw. zusätzlich den Gewinn des Direktmandats bei der Bundestagswahl 1972 berücksichtigen, praktisch identische Resultate erzielt; cf. H. Rattinger, Wirtschaftslage und Wahlen in der Bundesrepublik Deutschland, a.a.O., und Unemployment and the 1976 Election in West-Germany (Manuskript, März 1978).
- 24 Die zusammengefaßten „Großwahlkreise“ Düsseldorf, Frankfurt, Stuttgart und München müssen dabei außer acht bleiben, weil in den sie bildenden einzelnen Bundestagswahlkreisen bei einer oder mehreren der Bundestagswahlen 1969–1976 Direktkandidaten verschiedener Parteien zum Zuge kamen.