

Teil 3: Arbeitslosigkeit und politische Stabilität

6. Das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980. Zur Anwendung der ökologischen Regressionsanalyse*

Hans Rattinger

1. Fragestellung

Einer ganz einfachen Frage gilt dieser Beitrag: Wie wählten die Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980? Diese Frage ist einfach gestellt, nicht einfach beantwortet und auch nicht einfach überflüssig. Das deskriptive Vorfeld der empirischen Wahlsoziologie ist voll solcher Fragen vom Typ „wer wählt wen?“. Gruppenspezifisches Wahlverhalten muß erst beschrieben sein, soll es später erklärt werden. Je weniger man über eine Gruppe weiß, desto notwendiger ist diese Beschreibung. Über das politische Verhalten der Gruppe der Arbeitslosen wissen wir noch nicht sehr viel. Sehr wohl wissen wir, daß dieser Personenkreis inzwischen ziemlich zahlreich geworden ist, daß er es wohl auf absehbare Zeit bleiben wird und daß ihm ein beträchtlicher Teil der Arbeitnehmerschaft bereits vorübergehend angehört hat oder noch angehören wird.

Solange Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik fast nur als „frikationelles“ Problem – als kurzfristige Übergangphase zwischen Beschäftigungsverhältnissen – auftrat, brauchte man die Eingangsfrage nicht zu stellen. Dauerarbeitslosigkeit auf individueller und gesamtwirtschaftlicher Ebene aber fordert dazu heraus, nicht nur ihre sozialen und psychischen, sondern auch ihre politischen Konsequenzen zu untersuchen. Damit ist die Problemstellung dieses Beitrages eingebettet in die viel umfassendere Frage nach den politischen Auswirkungen von ökonomischen Strukturen, Konjunkturen und Krisenerscheinungen, die selbst wiederum nur auf einen Ausschnitt aus dem gesamten politisch-ökonomischen Regelkreis abzielt: Das ökonomische System unterliegt einerseits politischen Eingriffen und Steuerungsimpulsen und produziert andererseits die durch einige zentrale Kenngrößen beschriebene gesamtwirtschaftliche Lage. Diese wiederum beeinflußt aufgrund der eindeutigen Zuordnung von wirtschaftspolitischer Verantwortung an den Staat Einstellungen und Verhaltensweisen der Bürger gegenüber dem politischen System, welche es zum Einsatz seiner wirtschaftspolitischen Instrumente herausfordern

* Diese Arbeit entstand im Rahmen des von der Stiftung Volkswagenwerk geförderten Forschungsprojektes „Auswirkungen von sozialem Wandel, Wertwandel und ökonomischen Krisenfaktoren auf das politische System der Bundesrepublik Deutschland“ des Arnold-Bergsträsser-Instituts in Freiburg im Breisgau.

— aber auch seine Handlungsspielräume und letztlich seine Überlebensfähigkeit eingrenzen (z. B. Frey und Schneider 1975).

Aus diesen Gesamtzusammenhängen wird durch die Thematisierung der Arbeitslosigkeit nur ein bescheidener Ausschnitt herausgegriffen. Die möglichen politischen Folgen hoher Arbeitslosigkeit sind vielfältiger Natur. Sie kann etwa auf der Systemebene die objektiven oder perzipierten wirtschaftspolitischen Handlungserfordernisse und -möglichkeiten beeinflussen (z. B. Schilling 1978), sie kann sich in Form und Inhalt der Interessenartikulation durch gesellschaftliche Gruppen und Verbände niederschlagen (z. B. Abromeit 1977), sie kann schließlich auf der individuellen Ebene Einstellungs- und Verhaltensänderungen bewirken, die alle Bürger erfassen, sehr wohl aber auch auf die persönlich von Arbeitslosigkeit Betroffenen beschränkt sein können. Den letzteren Teilaspekt für die Zwecke dieses Beitrages noch weiter einzugrenzen nur auf das Wahlverhalten der Arbeitslosen, befördert ein Mosaiksteinchen des in Umrissen skizzierten Gesamtbildnisses zur handhabbaren Forschungsfrage.

Wie kann unsere Frage „wie wählten die Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980?“ beantwortet werden? Vergleichbare Fragen nach der Deskription des Wahlverhaltens z. B. von Frauen, bestimmten Alters-, Berufs-, Ausbildungs- oder Konfessionsgruppen klärt man zumeist unter Verwendung von repräsentativem Umfragematerial. Dieser Weg ist hier nicht ohne weiteres gangbar. Zum einen sind die Fallzahlen der Arbeitslosen in allgemeinen Repräsentativbefragungen sehr niedrig. Im September 1980, im Monat vor der letzten Bundestagswahl, lag die Arbeitslosenquote bundesweit bei rund 3,7 Prozent. Bei einem Anteil der Erwerbspersonen an der Bevölkerung über 18 Jahren von knapp 50 Prozent hätte mithin eine Zufallsstichprobe von 2000 volljährigen Befragten zu diesem Zeitpunkt nur rund 36 Arbeitslose enthalten sollen. Die Auszählung der Wahlabsichten so kleiner Teilstichproben unterliegt gewaltigen Zufallsschwankungen. Zum zweiten kann man normalerweise nicht davon ausgehen, daß der korrekte Anteil von Interviews mit Arbeitslosen auch realisiert wird, weil die Interviewer Arbeitslose systematisch schlechter erreichen, weil Arbeitslose eher die gesamte Befragung verweigern, weil sich schließlich manche Arbeitslose — aus welchen Gründen auch immer — auf entsprechende Fragen nicht als solche zu erkennen geben.

Auf Arbeitslose beschränkte Umfragen helfen zur Beantwortung unserer Frage auch nicht unbedingt weiter. Im unmittelbaren zeitlichen Umfeld der Bundestagswahl 1980 wurden solche Erhebungen gar nicht durchgeführt, und aus älteren Umfragen auf das Wahlverhalten im Oktober 1980 zu schließen, wäre reichlich gewagt. Überdies erfassen die vorliegenden Befragungen nur in Ausnahmefällen die Gesamtheit der Arbeitslosen, in der Regel aber etwa nach Region (Hentschel, Möller und Pintar 1977), Alter (Heinemann 1978) oder Geschlecht (Heinemann, Röhrig und Stadié 1980) ausgewählte Teilgruppen. Zum Teil enthalten auch Umfragen nur bei Arbeitslosen sehr niedrige Interviewzahlen (z. B. Bahn Müller 1978), zum Teil bleibt in ihnen der Aspekt politischer Einstellungen völlig ausgeblendet¹. Insgesamt kann man sagen, daß die bis heute publizierten Berichte über Arbeitslosenbefragungen auf Feldarbeit beruhen, die zu einer Zeit durchgeführt wurde, als der Dauercharakter der gegenwärtigen Arbeitsmarktlage noch nicht so deutlich war und die Zahl der Erwerbslosen noch unter einer Million lag, und daß ihr Hauptaugenmerk der sozialstrukturellen Differenzierung und den psychoso-

zionalen Folgelasten der Arbeitslosigkeit, nicht ihren Auswirkungen auf individuelle politische Einstellungs- und Verhaltensmuster gilt.

Arbeitslosenbefragungen sind auch unter methodologischem Aspekt recht problematisch. Aus Datenschutzgründen hat die sozialwissenschaftliche Forschung keinen Zugang zu den Karteien der Arbeitsverwaltung, was die Stichprobenauswahl erheblich erschwert. Quotenvorgaben müssen auf die Strukturanalysen der Arbeitsverwaltung zurückgreifen, die aber nur registrierte Arbeitslose erfassen können. Der zu befragende Personenkreis ist rascher Fluktuation unterworfen, aufgrund verdeckter und scheinbarer Erwerbslosigkeit existieren offenkundige Abgrenzungsprobleme, systematische Verzerrungen können durch unterschiedliche Erreichbarkeit und Antwortbereitschaft verschiedener Gruppen von Arbeitslosen entstehen. Angesichts ihrer inhaltlichen und methodologischen Begrenzungen müssen wir also davon ausgehen, daß wir verfügbaren Umfragen unter Arbeitslosen sehr wenig über das Wahlverhalten dieses Personenkreises bei der Bundestagswahl 1980 entnehmen können und daß sich bei künftigen Wahlen an diesem Umstand nicht viel ändern dürfte.

Diese Situation ist aus der historischen Sozialforschung, und besonders der historischen Wahlforschung, wohlbekannt. Wo geeignete Umfragedaten fehlen – nachliefern lassen sie sich leider nicht – kann man eine Fragestellung nach individuellem Verhalten aufgeben, sich mit Vermutungen begnügen oder ihr schließlich mittels Aggregatdaten nachgehen. Die Sympathie der meisten Forscher konzentriert sich auf die dritte Variante, die sie aber mit einem zentralen Problem der Aggregatdatenanalyse konfrontiert, nämlich mit der Frage nach der Möglichkeit zuverlässiger und gültiger Schlüsse von Aggregat- auf Individualzusammenhänge. Auch dieser Beitrag kommt an dieser Frage nicht vorbei. Damit gesellt sich eine methodologische Fragestellung zur inhaltlichen: Läßt sich das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 aus Aggregatdaten über die regionale Verteilung der Arbeitslosigkeit und der Wahlresultate schätzen?

Diesen beiden Fragen, der methodologischen und der inhaltlich-deskriptiven, soll anschließend in diesen Schritten nachgegangen werden: Einigen knappen Ausführungen zum verwandten Verfahren – einer Weiterentwicklung der sogenannten ökologischen Regression – und zur Datenbasis folgen Schätzungen zunächst der Wahlbeteiligung der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 und danach der Stimmabgabe derjenigen Arbeitslosen, die zur Wahl gingen. Zum Abschluß dieser Einleitung ist es vorab jedoch noch angebracht, ganz kurz die wenigen deskriptiven Aussagen zu den parteipolitischen Präferenzen der deutschen Arbeitslosen in den vorhandenen Umfragestudien zusammenzufassen, um einen Erfahrungs- und Erwartungshintergrund für die eigenen Analysen zu haben.

Diese Aussagen lassen sich fast ausnahmslos auf einen einfachen gemeinsamen Nenner bringen. Bahn Müller (1978), Hentschel (1978), Pintar (1978) und Heinemann (1980) konstatierten übereinstimmend, daß die Wahlabsichten der von ihnen befragten Arbeitslosen sich von denjenigen erwerbstätiger Vergleichsgruppen nicht dramatisch aber nach einem charakteristischen Muster unterschieden. Sie nannten etwas seltener CDU/CSU oder FDP als Parteien ihrer Wahl und etwas häufiger die SPD. Andere als die etablierten Parteien bevorzugten sie nicht wesentlich häufiger als die nicht arbeitslosen Befragten, dagegen gab es unter den Arbeitslosen einen deutlich größeren Anteil von Personen

ohne Parteipräferenz oder Wahlabsicht. Desinteresse, Desorientierung und Apathie kennzeichneten nach diesen Autoren die politischen Einstellungen der Arbeitslosen; Radikalisierungstendenzen beobachteten sie praktisch nicht. Roths (1977) aus einer allgemeinen Repräsentativumfrage abgeleitete Erkenntnis, bei der Bundestagswahl 1976 habe individuelle Betroffenheit von Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit einer Stimmabgabe für die Unionsparteien verstärkt, widerspricht den in den anderen Arbeiten wiedergegebenen Häufigkeitsverteilungen der Wahlabsichten nicht, da Roth zusätzlich die Parteibindung der Befragten konstant hielt.

2. Methode

Wir wollen wissen, wie die arbeitslosen Wahlberechtigten bei der Bundestagswahl 1980 gewählt haben, und wir wollen dieses Wissen aus Aggregatdaten ableiten. Solche Versuche, aus Aggregatzusammenhängen etwas über Individualzusammenhänge zu erfahren, stehen seit Robinsons (1950) klassischem Aufsatz unter dem Verdacht des „ökologischen Fehlschlusses“, zeigt er doch analytisch wie empirisch auf, daß die Stärke beider Zusammenhänge bei ein- und denselben Merkmalen sehr unterschiedlich sein kann, ja daß sie sogar entgegengesetzte Richtungen haben können. Eines seiner Beispiele lautet etwa, daß unter Einwanderern in die USA der Anteil der Analphabeten höher lag als bei im Land geborenen Amerikanern, gleichzeitig aber auf der Ebene der Einzelstaaten und Regionen Analphabeten- und Einwandereranteile negativ korrelierten, die Staaten mit besonders hohen Einwandereranteilen also besonders niedrige Analphabetenanteile hatten und umgekehrt.

Es ist hier nicht der Ort, die formale Darstellung der möglichen Ursachen dieser Diskrepanzen zu rekapitulieren oder die erkenntnistheoretische Diskussion darüber zusammenzufassen und zu bewerten, um Aussagen über welche Analyseeinheiten — Individuen oder Aggregate — es mit bestimmten Datentypen arbeitenden Untersuchungen gehen könne, dürfe oder müsse. Dies ist von Pappi (1977) längst geleistet worden. Hier interessiert allein, ob und welche Verfahren zur Verfügung stehen, um ökologische Fehlschlüsse zu umgehen und individuelles Verhalten zuverlässig mit Hilfe von Aggregatdaten zu schätzen.

Die Suche nach solchen Verfahren ließ nach dem Erscheinen von Robinsons Arbeit nicht lange auf sich warten. Duncan und Davis (1953) schlugen eine ohne jegliche Annahme auskommendes Verfahren für Dichotomien auf der Individualebene vor. Hat man für beliebige regionale Einheiten die Randverteilungen zweier dichotomer Merkmale, dann kann man für jede Zelle der aus der Kreuzung beider Dichotomien entstehenden Vierfeldertafel für jede regionale Einheit ein Minimum und ein Maximum errechnen. Über alle Einheiten hinweg führt dies zu der Bestimmung einer Bandbreite, innerhalb derer die wahre Individualkorrelation beider Merkmale liegen muß. Je mehr und je kleinere regionale Einheiten man verwenden kann, desto schmaler wird diese Bandbreite. Tabelle 1 illustriert diese Logik mit einem fiktiven Beispiel, in dem uns die Wahlbeteiligung der Katholiken interessiert. Bei den bekannten Randverteilungen muß die Wahlbeteiligung der Katholiken bei einer gesamten Wahlbeteiligung von 90 Prozent zwischen 80 und 100 Prozent gelegen haben.

Tabelle 1: Illustration des Verfahrens von Duncan und Davis (1953): Wahlbeteiligung von Katholiken

	Minimale Wahlbeteiligung der Katholiken			Maximale Wahlbeteiligung der Katholiken		
	Katholiken	sonstige Konfessionen	Wahlberechtigte	Katholiken	sonstige Konfessionen	Wahlberechtigte
Wähler	400	500	900	500	400	900
Nichtwähler	100	0	100	0	100	100
Wahlberechtigte	500	500	1000	500	500	1000

Tabelle 2: Illustration des Verfahrens von Duncan und Davis (1953): Wahlbeteiligung von Arbeitslosen

	Minimale Wahlbeteiligung der Arbeitslosen			Maximale Wahlbeteiligung der Arbeitslosen		
	Arbeitslose	Sonstige	Wahlberechtigte	Arbeitslose	Sonstige	Wahlberechtigte
Wähler	0	900	900	30	870	900
Nichtwähler	30	70	100	0	100	100
Wahlberechtigte	30	970	1000	30	970	1000

Tabelle 2 illustriert jedoch, daß diese Methode nicht weiterhilft, wenn eines der beiden Merkmale eine relativ seltene Eigenschaft betrifft, also etwa Arbeitslosigkeit. Bei einer gesamten Wahlbeteiligung von 90 Prozent erstreckt sich die Bandbreite der logisch möglichen Wahlbeteiligung der Arbeitslosen von 0 bis 100 Prozent. Bei solchen Verteilungen der Merkmale hilft die Verkleinerung der regionalen Aggregateneinheiten überhaupt nicht weiter (Pappi 1977).

Die von Duncan und Davis entworfene Methode stellt übrigens gewissermaßen die Verallgemeinerung eines Verfahrens dar, das Schauff (1975) bereits 1928 zur Schätzung des Wahlverhaltens der deutschen Katholiken seit 1871 einsetzte. Schauff konzentrierte sich auf Reichsteile mit sehr hohen katholischen Bevölkerungsanteilen. Deren Wahlergebnisse spiegeln natürlich fast rein das „Wahlverhalten der deutschen Katholiken“ wider, vorausgesetzt, das Wahlverhalten der Katholiken sei von der konfessionellen Zusammensetzung der Region unabhängig, Kontexteffekte seien also vernachlässigbar.

Ebenfalls 1953 trat Goodman mit einem Schätzverfahren auf den Plan, das als „ökologische Regression“ bekannt wurde und das es erlauben sollte, den Individualzusammenhang zweier Merkmale aus ihren Randverteilungen über eine Reihe von Aggregateneinheiten hinweg direkt zu ermitteln. Seine Logik läßt sich mit Hilfe der Tabelle 3 veranschaulichen. In einer bestimmten regionalen Einheit i gebe es T_i Wahlberechtigte, davon

Tabelle 3: Illustration des Verfahrens von Goodman (1953): Wahlbeteiligung von Arbeitslosen

	Arbeitslose	Sonstige	Wahlberechtigte
Wähler	$p_i B_i$	$q_i (T_i - B_i)$	A_i
Nichtwähler	$(1 - p_i) B_i$	$(1 - q_i) (T_i - B_i)$	$T_i - A_i$
Wahlberechtigte	B_i	$T_i - B_i$	T_i

B_i Arbeitslose und A_i Wähler. Die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen betrage p_i , diejenige der übrigen Wahlberechtigten q_i . Die Zahl der von Arbeitslosen abgegebenen Stimmen ist mithin $p_i B_i$, die Zahl der von den sonstigen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen $q_i (T_i - B_i)$. Damit gilt die folgende Definitionsgleichung für die Gesamtzahl der Wähler:

$$A_i = p_i B_i + q_i (T_i - B_i) = (p_i - q_i) B_i + q_i T_i \quad (1)$$

Division durch T_i ergibt:

$$A_i/T_i = (p_i - q_i) B_i/T_i + q_i \quad (2)$$

Gleichung (2) besagt nichts anderes, als daß die gesamte Wahlbeteiligung in der Einheit i ein durch den Anteil der arbeitslosen Wahlberechtigten gewichtetes Mittel aus den Wahlbeteiligungen der Arbeitslosen und der übrigen Wahlberechtigten ist. Führt man in diese Gleichung (2) ein Fehlerterm ein, dann sind p_i und q_i durch bivariate Regression der Wahlbeteiligung (A_i/T_i) auf den Arbeitslosenanteil (B_i/T_i) über alle Einheiten hinweg schätzbar – allerdings nur unter der zentralen Annahme, daß die Wahlbeteiligungen beider Gruppen in allen Einheiten gleich den Populationswerten sind.

In einer weiteren Arbeit hat Goodman (1959) diese Bedingungen insofern abgeschwächt, als er zeigte, daß auch Zufallsschwankungen von p_i und q_i in den einzelnen regionalen Einheiten um die Populationswerte mit dem Schätzverfahren vereinbar sind. Ferner stellte er klar, daß für seine Anwendung die üblichen Annahmen des allgemeinen linearen Regressionsmodells erfüllt sein müssen, und schließlich verallgemeinerte er es von zwei dichotomischen Merkmalen – wie in unserem Beispiel – für Nominalskalen und für quantitative Variablen.

Die von Goodman entwickelte Logik ist bestechend. Bei empirischen Anwendungen seiner Methode ergaben sich jedoch häufig Probleme, welche auf die – oft gar nicht nachprüfbar – Verletzung der ihr zugrunde liegenden Annahmen zurückzuführen sind. Die häufigste Schwierigkeit war das Auftreten von Schätzwerten für p_i und q_i über eins und kleiner als null (z. B. Stokes 1969), obwohl diese Werte logischerweise nur zwischen null und eins liegen können. Shively (1969) diskutierte die möglichen Ursachen für solche unsinnigen Schätzungen, ohne daß er allerdings eine verlässliche Vorgehensweise zur Abhilfe entwickeln konnte. Ebenso wie Calot und Bohley (1970) regte schon Goodman (1953) an, die Bedingung, daß die Parameterschätzungen zwischen null und eins liegen müssen, in das zur Schätzung herangezogene Regressionsprogramm einzubauen. Pappi (1977) ist allerdings zuzustimmen, wenn er sagt, daß die Beherrschung dieses Ratschlags zu „Schönheitsoperationen“ führt, welche es unmöglich machen, an

unbrauchbaren Schätzergebnissen Verletzungen der Annahmen der Methode zu erkennen.

In diesem Beitrag wird deshalb das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 nicht mit ökologischer Regression unter Randbedingungen geschätzt, sondern mit einer etwas andersartigen Erweiterung des Goodmanschen Verfahrens, die auf einer sehr einfachen Idee beruht und am obigen Beispiel skizziert werden kann. Die Spezifikation von (2) als Regressionsmodell unterstellt, wie gesagt, daß p_i und q_i in allen Aggregateinheiten gleich oder zumindest um die wahren Populationsmittelwerte zufallsverteilt sind. Ist diese Annahme verletzt, braucht man sich über logisch unzulässige Schätzergebnisse nicht zu wundern. In unserem Beispiel ist diese Annahme sicher verletzt, denn die gesamte Wahlbeteiligung ist nicht überall im Bundesgebiet gleich hoch. Da die überwiegende Mehrheit der Wahlberechtigten nicht arbeitslos ist, muß zumindest ihre Wahlbeteiligung (q_i) in verschiedenen Regionen verschieden hoch sein. Die Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik ist besonders hoch in den mittleren Gemeindegrößenklassen und besonders niedrig in Großstädten. Deshalb bietet es sich an, die zu schätzenden „Regressionskonstanten“ p_i und q_i selbst als Variablen aufzufassen, etwa als nichtlineare Funktionen der Bevölkerungsdichte der jeweiligen regionalen Einheiten. Im übernächsten Abschnitt soll geklärt werden, ob eine solche einfache Ergänzung der ökologischen Regressionsanalyse, die bislang in der Literatur meines Wissens nur an einer einzigen Stelle angeregt und durchgeführt worden ist², zu schätzbaren Modellen und akzeptablen Resultaten über die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 führen kann. Anschließend wird dann untersucht, ob man nach der gleichen Logik auch die Stimmenverteilung dieses Personenkreises in den Griff bekommen kann. Zuvor aber einige Worte zu den verwandten Daten.

3. Daten

Für die Zwecke dieser Untersuchung stand ein Wahl- und Sozialstrukturdatensatz auf der Ebene der 248 Wahlkreise bei der Bundestagswahl 1980 zur Verfügung³. Die erforderliche Zahl der wahlberechtigten Arbeitslosen je Wahlkreis wurde wie folgt geschätzt: Zunächst wurde die Arbeitslosenquote vom September 1980 unter Verwendung eines auf die regionale Verteilung der Erwerbspersonen gestützten Näherungsverfahrens von den entsprechenden Arbeitsamts- und Arbeitsamtsnebenstellenbezirken auf die einzelnen Wahlkreise umgerechnet und in den Datensatz eingelesen⁴. Aus diesen Arbeitslosenquoten, den wahlkreisspezifischen Zahlen der von Deutschen besetzten Arbeitsplätze, ihren Anteilen von abhängig Beschäftigten und ihren Ausländeranteilen läßt sich die Zahl der wahlberechtigten Arbeitslosen im Wahlkreis annähern, sofern man annimmt, daß die Relation zwischen Ausländerarbeitslosigkeit und Gesamtarbeitslosigkeit bundesweit einheitlich und der Anteil der deutschen Arbeitslosen unter 18 Jahren an der Gesamtzahl der deutschen Arbeitslosen in allen Wahlkreisen der gleiche ist. Die derart berechneten Zahlen der wahlberechtigten Arbeitslosen in den Wahlkreisen bilden die Grundlage der nachfolgenden Auswertungen, bei denen als Wahlergebnisse grundsätzlich Zweitstimmzahlen und -anteile herangezogen werden.

4. Wahlbeteiligung

Kommen wir nun endlich zum Versuch der empirischen Bestimmung des Wahlverhaltens der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980. Die ersten analytischen Schritte zur Ermittlung ihrer Wahlbeteiligung wurden bereits oben bei der Vorstellung der ökonomischen Regression nach Goodman vollzogen. Bei Einbeziehung eines Fehlerterms kann Gleichung (2) durch bivariate Regression geschätzt werden. Das Ergebnis dieser Schätzung lautet $\hat{p} = 0,186$ und $\hat{q} = 0,902$. Ihm ist jedoch zu mißtrauen, weil einerseits die für die Arbeitslosen geschätzte Wahlbeteiligung (\hat{p}) extrem niedrig ist und weil andererseits das mit dem Anteil der Arbeitslosen an den Wahlberechtigten gewichtete Mittel aus \hat{p} und \hat{q} deutlich über der tatsächlichen mittleren Wahlbeteiligung von 88,6 Prozent liegt. Dieses unbrauchbare Resultat verwundert kaum, haben wir doch bereits die Annahme als unzutreffend erkannt, daß p und q über alle Wahlkreise hinweg gleich seien.

Die Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik ist bei mittlerer Bevölkerungsdichte am höchsten, bei höchster Bevölkerungsdichte am niedrigsten und sie liegt auf dem Land im Mittelbereich (Lavies 1973, Wernicke 1976). Dies kann man berücksichtigen, wenn man p und q nicht mehr als Konstanten, sondern selbst als Variablen auffaßt mit der Bevölkerungsdichte (D , gemessen in 1000 Einwohnern je Quadratkilometer) und ihrem Quadrat — um die Nichtlinearität der Beziehung zu erfassen — als wichtigsten Prädiktoren. Um zu berücksichtigen, daß die Arbeitslosigkeit im Wahlkreis auch einen Kontexteffekt auf die Wahlbeteiligung ausüben kann, sollen p und q überdies als Funktionen der Arbeitslosigkeit spezifiziert werden. Schreiben wir Y für die gesamte Wahlbeteiligung im Wahlkreis (A/T in Gleichung (2)) und X für den Anteil der wahlberechtigten Arbeitslosen an den Wahlberechtigten des Wahlkreises (B/T in Gleichung (2)), verzichten wir überdies der Bequemlichkeit halber auf den Index i für die einzelnen Wahlkreise, dann gilt mithin:

$$p = k_1 + k_2 X + k_3 D + k_4 D^2 \quad (3)$$

$$q = k_5 + k_6 X + k_7 D + k_8 D^2 \quad (4)$$

$$Y = (p - q) X + q = (k_1 - k_5 + k_6) X + (k_2 - k_6) X^2 + (k_3 - k_7) DX + (k_4 - k_8) D^2 X + k_7 D + k_8 D^2 + k_5 \quad (5)$$

Im Gegensatz zu Gleichung (2) ist dieses Modell jedoch unteridentifiziert, wenn (5) als multiple Regressionsgleichung aufgefaßt wird; den acht Unbekannten k_1 bis k_8 stehen in (5) nur sieben Koeffizientenschätzungen gegenüber. Dieses Problem läßt sich rein formal nicht lösen, sondern nur inhaltlich durch Zusatzannahmen. Die plausibelste Annahme, welche die übrigen Modellparameter sofort schätzbar macht, lautet $k_6 = 0$, daß also der Kontexteffekt der Arbeitslosigkeit im Wahlkreis auf die Wahlbeteiligung nur bei den Arbeitslosen selbst anfällt, nicht aber bei den sonstigen Wahlberechtigten. Diese Annahme ist nicht nur plausibel, sondern vor allem auch prinzipiell mit Hilfe von Umfragedaten überprüfbar (Rattinger 1982). Sie führt zu den folgenden Schätzergebnissen:

$$p' = 0,507 - 10,17 X + 0,303 D - 0,072 D^2 \quad (6)$$

$$q' = 0,898 + 0,0015 D - 0,017 D^2 \quad (7)$$

Dabei bezeichnen p' und q' die bei gegebener Bevölkerungsdichte (D) und bei gegebenem Arbeitslosenanteil an den Wahlberechtigten (X) erwarteten Wahlbeteiligungen für Arbeitslose und sonstige Wahlberechtigte in einem bestimmten Wahlkreis. Den Vorteil der realitätsnäheren Schätzung der Wahlbeteiligung durch Öffnung des Modells für weitere unabhängige Variablen muß man dadurch erkaufen, daß man nun nicht mehr (wie aus (2)) sofort bundesweite Schätzungen der beiden Wahlbeteiligungsraten hat, sondern wahlkreisspezifische Prognosen, die sich aus den jeweiligen Bevölkerungsdichten und Arbeitslosenanteilen ergeben und die bundesweit oder für bestimmte Gruppen von Wahlkreisen gemittelt werden können. In der Tabelle 4 sind solche gewichteten Mittelwerte von p' und q' für alle 248 Wahlkreise und für sechs nach ihrer Bevölkerungsdichte klassifizierte Gruppen von Wahlkreisen wiedergegeben.

Tabelle 4: Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl 1980 laut ökologischer Regression

Bevölkerungsdichte (Einwohner/km ²)	Zahl der Wahlkreise	Wahlbeteiligung (%)		Amtliches Wahler- gebnis im Mittel der Wahlkreise
		arbeitslose Wahlberechtigte (p')	sonstige Wahlberechtigte (q')	
bis 100	25	34,7	89,5	88,5
100–200	70	38,4	89,9	89,0
200–400	55	42,2	89,8	89,0
400–1000	25	49,7	90,4	89,6
1000–2000	30	57,9	88,5	87,8
über 2000	43	55,4	88,2	87,5
Mittel aller Wahlkreise	248	45,3	89,4	88,6

Diese Schätzungen der Wahlbeteiligungsraten wiederholen den mit (2) erhaltenen Befund, daß die Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 eine wesentlich geringere Wahlbeteiligung hatten als die übrigen Wahlberechtigten, wenn auch der Abstand hier weniger drastisch ausfällt. Sie zeigen bei den nicht arbeitslosen Wahlberechtigten das vertraute Bild, daß ihre Wahlbeteiligung in den Großstädten am niedrigsten und bei mittlerer Bevölkerungsdichte am höchsten liegt. Sie zeigen ferner, daß die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen sehr stark vom Urbanisierungsgrad und vom Niveau der Arbeitslosigkeit abhängt. Zwar wird die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen auch in Großstädten noch um über 30 Prozentpunkte niedriger als diejenige der übrigen Wahlberechtigten geschätzt, auf dem flachen Land beträgt dieser Abstand aber über 50 Prozentpunkte. Die ohnehin geringe Neigung der Arbeitslosen, zur Wahl zu gehen, nimmt mit steigendem Niveau der Arbeitslosigkeit nochmals deutlich ab. Liegen in zwei Wahlkreisen mit gleicher Bevölkerungsdichte die Anteile der Arbeitslosen an den Wahlberechtigten um einen Prozentpunkt auseinander, dann ist im Wahlkreis mit der höheren Arbeitslosigkeit

eine um 10,2 Prozentpunkte niedrigere Wahlbeteiligung der Arbeitslosen zu erwarten. Der aufgrund dieses Kontexteffektes prognostizierte Abstand in der Wahlbeteiligung der Arbeitslosen zwischen dem Wahlkreis mit dem geringsten Arbeitslosenanteil (0,6 Prozent der Wahlberechtigten) und dem Wahlkreis mit dem höchsten Arbeitslosenanteil (3,9 Prozent der Wahlberechtigten) beträgt – bei Vernachlässigung der Bevölkerungsdichte – immerhin 33,7 Prozent.

5. Wahlverhalten

Gehen wir nun über zur Verteilung der abgegebenen Stimmen auf die einzelnen politischen Parteien. Unter der Annahme, daß die Anteile der ungültigen Stimmen bei arbeitslosen und sonstigen Wählern gleich sind, gilt in jedem Wahlkreis für die CDU/CSU die folgende definitorische Gleichung (und analoge Gleichungen natürlich für die anderen Parteien):

$$\begin{aligned} \text{CDU/CSU-Stimmen} = & p \cdot s \cdot \frac{\text{gültige Stimmen}}{\text{abgegebene Stimmen}} \cdot \text{wahlberechtigte Arbeitslose} + \\ & + q \cdot s \cdot \frac{\text{gültige Stimmen}}{\text{abgegebene Stimmen}} \cdot \text{sonstige Wahlberechtigte} \quad (8) \end{aligned}$$

Die Wahlbeteiligung der jeweiligen Gruppe wird durch p bzw. q gemessen, der jeweilige CDU/CSU-Anteil an den von dieser Gruppe abgegebenen gültigen Stimmen durch r und s . Für p und q liegen aus (6) und (7) für jeden Wahlkreis als p' und q' bezeichnete Schätzungen vor. Setzt man

$p' \cdot \text{wahlberechtigte Arbeitslose} = \text{von Arbeitslosen abgegebene Stimmen}$
und

$q' \cdot \text{sonstige Wahlberechtigte} = \text{von sonstigen Wahlberechtigten abgegebene Stimmen}$

dann läßt sich (8) schreiben als:

$$\begin{aligned} \frac{\text{CDU/CSU-Stimmen} \cdot \text{abgegebene Stimmen}}{\text{gültige Stimmen}} = \\ = r \cdot \text{von Arbeitslosen abgegebene Stimmen} + \\ + s \cdot \text{von sonstigen Wahlberechtigten abgegebene Stimmen} \end{aligned}$$

Division durch die Zahl der von den sonstigen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen ergibt:

$$\begin{aligned} \frac{\text{CDU/CSU-Stimmen} \cdot \text{abgegebene Stimmen}}{\text{gültige Stimmen} \cdot \text{von sonstigen Wahlberechtigten abgegebene Stimmen}} = \\ = r \cdot \frac{\text{von Arbeitslosen abgegebene Stimmen}}{\text{von sonstigen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen}} + s \quad (9) \end{aligned}$$

Schreibt man für den Quotienten auf der linken Seite der Gleichung (9) Z und für den Quotienten aus von Arbeitslosen und von sonstigen Wahlberechtigten abgegebenen Stimmen U , dann wird aus (9):

$$Z = rU + s \quad (10)$$

Mit Hilfe der Schätzungen für p' und q' sind die Werte von Z und U für jeden Wahlkreis berechenbar. Man könnte dann natürlich (10) durch Einführung eines Fehlerterms als bivariate Regressionsgleichung über alle Wahlkreise hinweg schätzen. Diese Idee wäre offenkundig abwegig, würde dabei doch vorausgesetzt, daß r und s , die jeweiligen Stimmenanteile der CDU/CSU, in allen Wahlkreisen annähernd gleich seien. Der CDU/CSU-Zweitstimmenanteil in den Wahlkreisen bewegt sich aber zwischen 25,3 und 70,4 Prozent. Da die große Mehrheit der Wahlberechtigten nicht arbeitslos ist, muß s etwa den gleichen Wertebereich haben. Von im Querschnitt halbwegs gleichen Stimmenanteilen kann mithin mitnichten die Rede sein.

Ein Versuch, dieses Problem zu lösen, könnte in der Gruppierung der Wahlkreise nach ihren CDU/CSU-Zweitstimmenanteilen bestehen, so daß ökologische Regressionen getrennt für verschiedene Gruppen von nach diesem Kriterium halbwegs homogenen Wahlkreisen berechnet würden (Shively 1969). Nach den in den voranstehenden Abschnitten vorgetragenen Überlegungen erscheint es aber sinnvoller, r und s , wie schon p und q , als Variablen anstatt als Konstanten aufzufassen. Damit stellt sich die Frage, als Funktion welcher Variablen r und s zu spezifizieren sind. Die Antwort auf diese Frage läßt sich aus wohlbekanntem Erfahrungen über die ökologischen Korrelate von Stimmenverteilungen in der Bundesrepublik ableiten. Schichtung, Konfession und formales Bildungsniveau gehören zu denjenigen sozialstrukturellen Merkmalen, die auf der Aggregatebene am engsten mit dem Abschneiden der verschiedenen politischen Parteien zusammenhängen. Gestützt auf eine Aggregatdatenanalyse der Bundestagswahl 1980 (Rattinger 1982) wurden die folgenden Indikatoren als besonders wirkungsmächtig ausgewählt: die Anteile der Selbständigen und der Arbeiter an den Erwerbspersonen und die Anteile der Katholiken und der Abiturienten an der Wohnbevölkerung. Um die ebenfalls wohlbekanntete Tatsache zu berücksichtigen, daß Sozialstruktur und Wahlergebnisse nicht über die gesamte Bundesrepublik hinweg gleichförmig miteinander zusammenhängen, wurden diese vier Merkmale in jeweils drei Variablen für die Regionen Nord (Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen), Mitte (Nordrhein-Westfalen, Hessen) und Süd (Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern, Saarland) aufgespalten.

Zusätzlich zu diesen Indikatoren wurden in die Reihe der Erklärungsvariablen für die CDU/CSU-Stimmenanteile wiederum der Urbanisierungsgrad der Wahlkreise⁵ (einfache und quadrierte Bevölkerungsdichte) und schließlich die Arbeitslosenquote vom September 1980 aufgenommen, um Kontextwirkungen der Arbeitsmarktlage auf die Stimmabgabe von Arbeitslosen und sonstigen Wahlberechtigten zu erfassen. Auf die Einbeziehung der Indikatoren für Schichtung, Konfessionsverteilung und Bildungsniveau in die Gleichung für den CDU/CSU-Stimmenanteil bei Arbeitslosen wurde zunächst unter der Annahme verzichtet, daß der politische Effekt der individuellen Arbeitslosigkeit die Auswirkungen der sozialstrukturellen Zusammensetzung des Wahlkreises überlagert, das Wahlverhalten der Arbeitslosen also nur von der Arbeitslosigkeit als Individual- und als Kontextgröße und vom Verstärkungsgrad abhängt. Damit schreiben wir also für r und s :

$$\begin{aligned}
 r &= k_9 + k_{10} \text{Arbeitslosenquote}_{\text{September 1980}} + k_{11} D + k_{12} D^2 & (11) \\
 s &= k_{13} + k_{14} \text{Arbeitslosenquote}_{\text{September 1980}} + k_{15} D + k_{16} D^2 + \\
 &+ k_{17} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Nord}} + k_{18} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Mitte}} + k_{19} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{20} \text{Selbständigenanteil}_{\text{Nord}} + k_{21} \text{Selbständigenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{22} \text{Selbstän-} \\
 &\text{digenanteil}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{23} \text{Katholikenanteil}_{\text{Nord}} + k_{24} \text{Katholikenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{25} \text{Katholiken-} \\
 &\text{anteil}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{26} \text{Abiturientenanteil}_{\text{Nord}} + k_{27} \text{Abiturientenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{28} \text{Abiturienten-} \\
 &\text{anteil}_{\text{Süd}} & (12)
 \end{aligned}$$

Durch Einsetzen von (11) und (12) wird aus (10):

$$\begin{aligned}
 Z &= k_9 U + k_{10} U \cdot \text{Arbeitslosenquote}_{\text{September 1980}} + k_{11} UD + k_{12} UD^2 + \\
 &+ k_{13} + k_{14} \text{Arbeitslosenquote}_{\text{September 1980}} + k_{15} D + k_{16} D^2 + \\
 &+ k_{17} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Nord}} + k_{18} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Mitte}} + k_{19} \text{Arbeiteranteil}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{20} \text{Selbständigenanteil}_{\text{Nord}} + k_{21} \text{Selbständigenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{22} \text{Selbstän-} \\
 &\text{digenanteils}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{23} \text{Katholikenanteil}_{\text{Nord}} + k_{24} \text{Katholikenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{25} \text{Katholiken-} \\
 &\text{anteils}_{\text{Süd}} + \\
 &+ k_{26} \text{Abiturientenanteil}_{\text{Nord}} + k_{27} \text{Abiturientenanteil}_{\text{Mitte}} + k_{28} \text{Abiturienten-} \\
 &\text{anteils}_{\text{Süd}} & (13)
 \end{aligned}$$

Die Koeffizienten dieser Gleichung (13) können mittels multipler Regression für CDU/CSU, SPD, FDP und sonstige Parteien geschätzt werden, wobei jeweils nur Z für jede Partei neu definiert zu werden braucht. k_9 , k_{11} bis k_{13} und k_{15} bis k_{28} interessieren uns hier inhaltlich nicht. Größenordnung und Vorzeichen dieser Parameter reflektieren die bekannten Beziehungen zwischen Sozialstruktur und Stimmenverteilungen auf Wahlkreisebene. Deshalb werden sie hier nicht tabellarisch wiedergegeben. Andererseits messen k_{10} und k_{14} den Kontexteffekt der Arbeitslosigkeit bei arbeitslosen und nicht arbeitslosen Wahlberechtigten und sind deshalb in Tabelle 5 wiedergegeben. Im Gegensatz zum Kontexteffekt kann die politische Auswirkung individueller Arbeitslosigkeit nicht einfach in einigen Koeffizienten sichtbar gemacht werden. Vielmehr ist es notwendig, wie schon bei p' und q' , (11) und (12) unter Verwendung der Schätzergebnisse von (13) als Prognosegleichungen für r' und s' umzuschreiben, daraus die prognostizierten Stimmenverteilungen der einzelnen Wahlkreise abzuleiten und sie insgesamt oder für einzelne Gruppen von Wahlkreisen zu mitteln.

Den in Tabelle 6 wiedergegebenen Stimmenverteilungen unter arbeitslosen Wählern liegt jedoch eine etwas andere Berechnungsweise zugrunde. Wegen (10) muß für jeden Wahlkreis $r' = (Z - q')/U$ gelten. Den Schätzungen der Koeffizienten von (12) kann man wegen der expliziten und ausführlichen Berücksichtigung der Sozialstruktur und wegen der geringen Fallzahlen der wahlberechtigten Arbeitslosen wahrscheinlich eher trauen als denjenigen der Koeffizienten von (11). Das geschätzte Wahlverhalten der Arbeitslosen (r') wurde also Wahlkreis für Wahlkreis aus der bekannten tatsächlichen Stimmenverteilung und dem geschätzten Wahlverhalten der nicht arbeitslosen Wahlberechtigten (s') errechnet, um in Tabelle 6 das Wahlverhalten beider Gruppen insgesamt und in den analog zu Tabelle 4 gruppierten Wahlkreisen darstellen zu können.

Table 5: Kontexteffekte der Arbeitslosenquote vom September 1980 auf die Stimmenanteile der Parteien in den Wahlkreisen (unstandardisierte Regressionskoeffizienten aus Gleichung (13), N = 248)

	CDU/CSU	SPD	FDP	Sonstige
arbeitslose Wahlberechtigte (k_{10})	-0,047	0,015	-0,007	0,038*
sonstige Wahlberechtigte (k_{14})	-0,023*	0,029*	-0,005	0,000

*p < 0,05 (zweiseitig)

Table 6: Zweitstimmenanteile bei der Bundestagswahl 1980 laut ökologischer Regression (in Prozent der gültigen Stimmen)

		Bevölkerungsdichte (Einwohner/km ²)						Mittel aller Wahlkreise
		bis 100	100 -200	200 -400	400 -1000	1000 -2000	über 2000	
arbeitslose Wahlberechtigte	(r') CDU/CSU	42,1	33,9	25,8	35,6	28,0	31,0	31,9
	SPD	51,6	52,5	53,7	54,5	57,8	60,3	54,9
	FDP	2,6	2,7	3,2	1,3	1,8	0,9	2,2
	Sonstige	3,9	10,9	17,2	8,6	12,4	7,8	11,0
sonstige Wahlberechtigte	(s') CDU/CSU	55,1	50,4	45,6	41,0	37,9	35,2	44,7
	SPD	34,6	38,6	41,6	54,4	48,5	50,2	42,7
	FDP	8,5	9,3	11,0	11,8	11,7	12,4	10,7
	Sonstige	1,8	1,8	1,8	1,8	1,9	2,3	1,9
Amtliches Wahl- ergebnis im Mittel der Wahlkreise	CDU/CSU	55,0	50,3	45,5	40,9	37,8	35,1	44,6
	SPD	34,7	38,7	41,7	45,5	48,6	50,2	42,8
	FDP	8,4	9,2	10,9	11,7	11,6	12,3	10,6
	Sonstige	1,9	1,8	1,9	1,9	2,1	2,4	2,0

Die Ergebnisse der hier vorgeführten Erweiterung der ökologischen Regression über das Wahlverhalten der Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980 lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Die Arbeitslosen zeigten, soweit sie überhaupt zur Wahl gingen, der FDP die kalte Schulter und wählten auch die CDU/CSU zu einem deutlich geringeren Anteil als die übrigen Wähler. Ihre politische Vorliebe konzentrierte sich mit einer deutlichen absoluten Stimmenmehrheit auf die Sozialdemokraten, und auch die sonstigen Parteien konnten bei den Arbeitslosen einen beträchtlichen Erfolg verbuchen. Insgesamt gesehen hing das Wahlverhalten der sich an der Wahl beteiligenden Arbeitslosen weniger mit dem Urbanisierungsgrad zusammen als dasjenige der übrigen Wähler. Zwar gilt auch bei den Arbeitslosen, daß mit zunehmender Verstärkung der CDU/CSU-Anteil ab- und der SPD-Anteil zunimmt; bei den übrigen Wählern sind diese Abwei-

chungen von den Gesamtmitteln jedoch weit deutlicher ausgeprägt. Angesichts der starken Abhängigkeit der Wahlbeteiligung der Arbeitslosen von der Besiedlungsdichte könnte diese Beobachtung dadurch erklärt werden, daß im kleinstädtischen und ländlichen Milieu die potentiellen Wähler von CDU und CSU unter den Arbeitslosen in besonders hohem Maße der Wahl fernblieben, so daß sich innerhalb dieser Gruppe die Mehrheitsverhältnisse bei den gültigen Stimmen umkehrten.

Die Kontexteffekte der Arbeitsmarktlage folgen weitgehend den Befunden über die Wirkungen der individuellen Betroffenheit. Der Stimmenanteil von CDU und CSU lag bei Arbeitslosen wie bei den übrigen Wählern — *ceteris paribus* — um so niedriger, je höher die Arbeitslosigkeit im Wahlkreis, wobei dieser Kontexteffekt bei den Arbeitslosen stärker ausgeprägt war. Dasselbe Muster ist bei der FDP zu beobachten. Positiv wirkte sich relativ hohe Arbeitslosigkeit im Wahlkreis auf die Stimmenanteile der SPD bei arbeitslosen und bei sonstigen Wählern aus und ebenso auf den Anteil der von Arbeitslosen für sonstige Parteien abgegebenen Stimmen. Das Abschneiden der sonstigen Parteien bei nicht arbeitslosen Wahlberechtigten war von der regionalen Arbeitsmarktlage völlig unabhängig.

6. Diskussion

Die Fragestellung dieses Beitrages lautete: „Wie wählten die Arbeitslosen bei der Bundestagswahl 1980?“. Dies ist eine sehr begrenzte Fragestellung, und ebenso begrenzt sind die Ergebnisse. Es sollte und konnte nur Deskription geliefert werden der Wahlbeteiligung und der Stimmenverteilungen bei den Arbeitslosen im Vergleich zu den übrigen Wahlberechtigten. Die vorgeführte Erweiterung der ökologischen Regression erlaubte keine Differenzierung der Arbeitslosigkeit, die sicherlich in die verschiedensten Milieus zerfällt. Jugendliche Arbeitslose oder eine Halbtagsbeschäftigung suchende Frauen, Hochschulabsolventen oder ältere Facharbeiter, ungelernete Arbeitslose oder qualifizierte Angestellte werden sich sicherlich in der politischen Ausdrucksform ihrer Reaktion auf die Erwerbslosigkeit unterscheiden, die überdies auch von der bisherigen Dauer dieses Zustandes abhängen dürfte. Während bei einigen Gruppen Konsequenzen für politische Einstellungen und Verhaltensweisen gänzlich fehlen können, dürften sie bei anderen Gruppen um so stärker sein. All diese notwendigen Differenzierungen sind im Rahmen des hier verfolgten Ansatzes ebensowenig durchführbar wie die Untersuchung der Einstellungsmuster, die zwischen der Erfahrung unfreiwilligen Arbeitsplatzverlustes und möglichen Veränderungen im Bereich des politischen Verhaltens liegen. Schon die Sorge um den Arbeitsplatz oder die Angst, nach Beendigung der Ausbildung arbeitslos zu werden, können Konsequenzen für das politische Verhalten haben. Auch zu dieser Thematik kann selbst die raffinierteste Aggregatdatenanalyse nichts beitragen. Wahlbeteiligung und Stimmenverteilungen der Arbeitslosen in ihrer Gesamtheit zu schätzen, ist ein kleiner deskriptiver Ausschnitt aus der Gesamtproblematik. Methodologisch ist schon dieser kleine Ausschnitt aufwendig genug.

Die erarbeiteten Ergebnisse zur Beschreibung des Wahlverhaltens der Arbeitslosen sehen plausibel genug aus, um die Folgerung zu wagen, daß die hier entwickelte Erweiterung

der ökologischen Regressionsanalyse die Brauchbarkeit dieses Instruments wesentlich verbessern kann. Nicht nur haben wir keine unsinnigen oder logisch unmöglichen Schätzungen erhalten, sondern – zumindest der Richtung nach – Befunde, die früheren Umfragen unter Arbeitslosen halbwegs entsprechen, daß diese Personengruppe nämlich in ihrer Gesamtheit politisch weniger aktiv ist und überdurchschnittlich zu den Sozialdemokraten, unterdurchschnittlich zu den bürgerlichen Parteien neigt. Abweichend von den früheren Umfragen finden wir aber, daß die Arbeitslosen – sofern sie überhaupt wählen – sehr wohl eher als die übrigen Wahlberechtigten Gruppierungen außerhalb des etablierten Parteienspektrums bevorzugen. Diese Beobachtung wird durch einen Versuch unterstützt (Rattinger 1982), mehrere Umfragedatensätze aus dem Jahre 1980 zusammenzufassen, um die Fallzahl der Arbeitslosen zu erhöhen. Daß Apathie die einzige Form des politischen Protestes der Arbeitslosen ist, scheint für die Bundestagswahl 1980 nicht mehr zu gelten.

Angesicht der Begrenzungen von Fragestellung und Ergebnissen dieser Analyse mag es voreilig sein, nach ihren Schlußfolgerungen für die Geltung theoretischer Aussagen zum Zusammenhang von ökonomischen Variablen und politischen Resultaten zu fragen. Sollte man derlei dennoch verlangen, dann liegen die Antworten auf der Hand: Eine in Anlehnung an Downs (1957) formulierte „Anti-Regierungs-Hypothese“, die als Reaktion auf Unzufriedenheit mit der ökonomischen Lage eine Stärkung der Opposition auf Kosten der Regierung vorhersagt, findet keine Bestätigung. Persönliche Betroffenheit von Arbeitslosigkeit ging bei der Bundestagswahl 1980 ebenso wie relativ hohe Erwerbslosigkeit im Wahlkreis mit einer Verstärkung der Sozialdemokraten gegenüber den bürgerlichen Parteien CDU/CSU und FDP einher, was eher einer „Klientelhypothese“ (Rattinger und Puschner 1981) entspricht, wonach ökonomische Problemlagen eher zur Unterstützung derjenigen politischen Kräfte führen sollten, die als traditionelle Interessenvertretung der davon hauptsächlich betroffenen Bevölkerungsgruppen und als besonders lösungskompetent angesehen werden.

Daß die SPD im Sinne der „Klientelhypothese“ auf Kosten ihres Koalitionspartners und der christdemokratischen Oppositionsparteien von den Arbeitslosen selbst und auch von den übrigen Wählern mit zunehmender regionaler Arbeitslosigkeit favorisiert wurde, ist aber nicht die einzige bemerkenswerte politische Begleiterscheinung der Arbeitsmarktlage bei der Bundestagswahl 1980. Bei den Arbeitslosen kann überdies auch ein gewisser Anti-System-Effekt beobachtet werden, der sich sehr deutlich in politischer Apathie und – weniger stark aber doch klar ausgeprägt – in „Protestwahl“ für andere als die vier etablierten Parteien niederschlug. Nach den hier erarbeiteten Schätzungen war bei der Bundestagswahl 1980 die Wahrscheinlichkeit, daß ein Arbeitsloser zur Wahl gehen würde, nur etwa halb so hoch wie bei einem nicht arbeitslosen Wahlberechtigten. Die Wahrscheinlichkeit der Stimmabgabe für NPD, DKP oder die Grünen lag andererseits bei denjenigen Arbeitslosen, die dennoch zu Wahl gingen, fast sechsmal so hoch wie bei den übrigen Wählern. Bei einer höheren Wahlbeteiligung der Arbeitslosen wäre dies höchstwahrscheinlich nicht in diesem Ausmaß der Fall gewesen. Über die politischen Vorlieben der zu Hause gebliebenen Arbeitslosen kann man natürlich aufgrund von Aggregatdaten nichts aussagen, man kann aber vermuten, daß die SPD-Anhänger und die „Protestwähler“ unter den Arbeitslosen im Oktober

1980 noch am ehesten den Weg zu den Wahlurnen gefunden haben. Die bürgerlichen Parteien jedenfalls konnten weder von Apathie noch von Protest als den zwei Komponenten der politischen Unzufriedenheit der Arbeitslosen profitieren, wie man das nach Downs hätte erwarten sollen. Beide Komponenten waren schließlich deutlich vom Kontext abhängig: Je höher die regionale Erwerbslosenquote zum Zeitpunkt der Wahl, desto stärker wich — *ceteris paribus* — die Wahlbeteiligung der Arbeitslosen und ihr Stimmenanteil für die sonstigen Parteien vom Verhalten der übrigen Wahlberechtigten ab.

Der Dauercharakter der gegenwärtigen Arbeitslosigkeit verschafft der Untersuchung ihrer politischen Folgen erhebliche Bedeutung. Wegen der technischen, methodischen und juristischen Probleme von Umfragen unter Arbeitslosen kommt der Aggregatdatenanalyse dabei ein besonderer Stellenwert zu. Die Gefahr ökologischer Fehlschlüsse und die Tatsache, daß Verfahren zu ihrer Umgehung — namentlich also die hier verfeinerte Methode der ökologischen Regression — noch nicht den Status standardisierter und in ihren Grundlagen völlig abgeklärter Prozeduren erreicht haben, lassen es angezeigt erscheinen, der Weiterentwicklung und Absicherung dieser Methode hohe Priorität zuzumessen. Mit präziser Deskription wird die zukünftige Forschung es aber nicht bewenden lassen wollen. Auf ihrer Tagesordnung wird neben dem „*wie?*“ auch das „*warum?*“ stehen müssen. Wählten die Arbeitslosen so, wie sie wählten, *weil* sie arbeitslos waren — oder hing ihre Stimmabgabe mit den Besonderheiten ihrer Verteilung auf irgendwelchen dritten Variablen zusammen? Besonders vordringlich ist dabei natürlich die Untersuchung der Rolle der Parteibindung. Bisherige Auswertungen von Umfragedaten (Rattinger 1982) legen den Schluß nahe, daß unter Berücksichtigung dieser Einstellungsbündel die CDU/CSU bei den Arbeitslosen ganz normal abgeschnitten hat, während sie die SPD eigentlich noch viel stärker hätten favorisieren müssen, so daß also durch die starken Bindungen der Arbeitslosen an die Sozialdemokraten abgemilderte Gewinne der sonstigen Parteien auf Kosten der SPD das wichtigste politische Resultat der Arbeitslosigkeit bei der Bundestagswahl 1980 gewesen wären. Bei einer derartigen Analyse der kausalen Mechanismen der Wahlentscheidung auf individueller Ebene unter Berücksichtigung von Drittvariablen könnten sich natürlich die soeben formulierten Schlußfolgerungen über die Bewährung verschiedener theoretischer Modelle umkehren. Sie sind ebenso vorläufiger Natur wie die hier zuwege gebrachte Beschreibung des Wahlverhaltens der Gesamtheit der Arbeitslosen.

Anmerkungen

- 1 So etwa in der Studie „Arbeitslosigkeit: Arbeitssuche, berufliche Mobilität, Arbeitsvermittlung und -beratung“ des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung (Zentralarchiv-Nr. 1083).
- 2 Nach der ersten Vorstellung dieser Überlegungen bei der Arbeitstagung der Arbeitsgruppe in München im Mai 1982 machte mich Jürgen W. Falter freundlicherweise darauf aufmerksam, daß in der Monographie von Lewin, Jansson und Sörbom (1972) diese grundsätzliche Neuerung bereits entwickelt und angewandt wurde. Außer der Rezension von Miller (1973) ist mir bisher kein Verweis auf diese Studie begegnet.
- 3 Für die Überlassung dieses Datensatzes danke ich Herrn Gerd Mielke vom Seminar für wissenschaftliche Politik der Universität Freiburg. Neben den Ergebnissen der Bundestagswahl 1980 enthält der Datensatz Materialien über Bevölkerung, Erwerbstätigkeit, Stellung im Beruf, Aus-

- bildung, Konfession, Urbanisierung und Bevölkerungsdichte aus der Volkszählung 1970 und aus verschiedenen Fortschreibungen und amtlichen Spezialerhebungen aus den Jahren 1977 bis 1979.
- 4 Die Umrechnung besorgte dankenswerterweise Herr Zoltan Juhasz, Bamberg. Die Arbeitslosenquoten vom September 1980 für die Gebietseinheiten der Arbeitsverwaltung stammen aus den *Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit*.
 - 5 Das hier beschriebene Verfahren wurde zunächst ohne Berücksichtigung des Quadrats der Bevölkerungsdichte durchgeführt, d.h. mit $k_{12} = k_{16} = 0$. Dabei stellte es sich jedoch heraus, daß derart die Stimmenanteile der beiden großen Parteien bei den nicht arbeitslosen Wahlberechtigten in Wahlkreisen mit mittlerer Bevölkerungsdichte deutlich über- bzw. unterschätzt wurden und jeweils umgekehrt in ländlichen und großstädtischen Wahlkreisen. Dieser offensichtlichen Nichtlinearität der Zusammenhänge kann durch Berücksichtigung von D^2 in (11) und (12) Rechnung getragen werden.

Literatur

- Abromeit, H.* (1977): Interessendurchsetzung in der Krise. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte* 27, S. 15–37.
- Bahn Müller, R.* (1978): Arbeitslose als politisches Konfliktpotential? In: *A. Wacker* (ed): *Vom Schock zum Fatalismus?* Frankfurt. S. 107–133.
- Calot, G.* und *P. Bobley* (1970): Die Wechselwähler in Hessen: Die Anwendung eines Regressionsmodells. In: *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft* 126. S. 126–150.
- Downs, A.* (1957): *An Economic Theory of Democracy*. New York.
- Duncan, O. D.* und *B. Davis* (1953): An Alternative to Ecological Correlation. In: *American Sociological Review* 18. S. 665–666.
- Frey, B. S.* und *F. Schneider* (1975): On the Modelling of Politico-Economic Interdependence¹. In: *European Journal of Political Research* 3. S. 339–360.
- Goodman, L. A.* (1953): Ecological Regressions and the Behavior of Individuals. In: *American Sociological Review* 18. S. 663–664.
- Goodman, L. A.* (1959): Some Alternatives to Ecological Correlation. In: *American Journal of Sociology* 64. S. 610–625.
- Heinemann, K.* (1978): *Arbeitslose Jugendliche*. Darmstadt.
- Heinemann, K., P. Röbrig* und *R. Stadié* (1980): *Arbeitslose Frauen im Spannungsfeld von Erwerbstätigkeit und Hausfrauenrolle*. Melle.
- Hentschel, U., C. Möller* und *R. Pintar* (1977): *Zur Lage der Arbeitslosen in Nordrhein-Westfalen* (Forschungsbericht, Institut zur Erforschung sozialer Chancen). Köln.
- Hentschel, U.* (1978): Politische Einstellungen von Arbeitslosen. In: *A. Wacker* (ed): *Vom Schock zum Fatalismus?* Frankfurt, S. 92–106.
- Lewin, L., B. Jansson* und *D. Sörbom* (1972): *The Swedish Electorate 1887–1968*. Stockholm.
- Miller, W. L.* (1972): New Methods for Ecological Analysis. In: *European Journal of Political Research* 1. S. 293–298.
- Pappi, F. U.* (1977): Aggregatdatenanalyse. In: *J. van Koolwijk* und *M. Wicken-Mayser* (eds): *Techniken der empirischen Sozialforschung*, Band 7: *Datenanalyse*. München. S. 78–110.
- Pintar, R.* (1978): Betroffenheit durch Arbeitslosigkeit. In: *T. Kutsch* und *G. Wiswede* (eds): *Arbeitslosigkeit II*. Königstein. S. 14–95.
- Rattinger, H.* und *W. Puschner* (1981): Ökonomie und Politik in der Bundesrepublik: Wirtschaftslage und Wahlverhalten 1953–1980. In: *Politische Vierteljahresschrift* 22. S. 264–286.
- Rattinger, H.* (1982): Arbeitslosigkeit, Apathie und Protestpotential: Zu den Auswirkungen der Arbeitsmarktlage auf das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 1980. Erscheint in: *M. Kaase* und *H.-D. Klingemann* (eds): *Wahlen und politische Kultur: Studien zur Bundestagswahl 1980*. Opladen.
- Robinson, W. S.* (1950): Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. In: *American Sociological Review* 15. S. 351–357.
- Roth, D.* (1977): Ökonomische Situation und Wahlverhalten: Das Beispiel Arbeitslosigkeit. In: *Politische Vierteljahresschrift* 18. S. 537–550.
- Schauff, J.* (1975): Die deutschen Katholiken und die Zentrumspartei: Eine politisch-statistische Untersuchung der Reichstagswahlen seit 1871, Köln 1928; abgedruckt als: *Das Wahlverhalten der deutschen Katholiken im Kaiserreich und in der Weimarer Republik*. Mainz.

- Schilling, R.* (1978): Massenarbeitslosigkeit und regionale Wirtschaftspolitik. In: Hochschule für Wirtschaft und Politik Hamburg (ed): Arbeitsmarktpolitik. Opladen. S. 104–122.
- Shively, W. P.* (1969): ‚Ecological‘ Inference: The Use of Aggregate Data to Study Individuals. In: American Political Science Review 63. S. 1183–1196.
- Stokes, D. F.* (1968): Cross Level Inference as a Game Against Nature. In: *J. L. Bernd* (ed): Mathematical Applications in Political Science. Charlottesville. S. 62–84.