

Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien

Von Gebhard Kirchgässner, Konstanz

Der Verfasser ist den Herren Prof. Dr. Bruno S. Frey, Dr. habil. Nikolaus K. A. Läufer und Dr. Gerd Ronning (alle Universität Konstanz) für wichtige Anregungen und Hinweise sehr zu Dank verpflichtet.

1. Einleitung

Die Frage nach den sozialökonomischen Determinanten der Wählerentscheidung ist seit langem eine Hauptfrage politologischer Forschung. Dabei wurden jedoch lange Zeit ausschliesslich langfristige, soziologische Faktoren untersucht, wie z. B. die Klassen- und Schichtstruktur einer Gesellschaft oder ihr Altersaufbau, während kurzfristige Faktoren wie z. B. die Arbeitslosigkeit oder Preissteigerungsraten nur vereinzelt in die Analyse miteinbezogen wurden. Das lag zum Teil daran, dass mit den vorhandenen Wahldaten die Einflüsse kurzfristig veränderlicher Faktoren kaum analysiert werden konnten.

Erst in jüngster Zeit wurde begonnen, statt auf Wahldaten auf Umfrageergebnisse zurückzugreifen, wie sie für das Vereinigte Königreich seit 1947 und für die Bundesrepublik Deutschland seit 1950 regelmässig vorliegen. Erst mit dem Vorliegen dieser neuen Datenbasis konnten Reaktionen der Wählerschaft auf Veränderungen konjunktureller Variabler untersucht werden.

Die vorliegende Arbeit soll zunächst die bisher vorliegenden Ansätze darstellen und aufarbeiten. Um die weitere Analyse aber nicht in naiven Empirismus abgleiten zu lassen, soll ein Modell des individuellen Wählerverhaltens konstruiert werden, aus dem sich Hypothesen über den Zusammenhang zwischen den ökonomischen Daten und den Popularitätsdaten ableiten lassen. Anhand dieses Modells sollen die bisher vorliegenden Arbeiten kritisiert werden.

Anschliessend sollen die Hypothesen dieses Modells getestet werden. Dies geschieht mit Hilfe der Zeitreihen- und der Regressionsanalyse. Als empirische Basis dienen hierzu Gallup-Umfragen für das Vereinigte Königreich und Allensbach-Umfragen für die Bundesrepublik Deutschland; als ökonomische Variable gehen die Arbeitslosigkeit und die Steigerung der Lebenshaltungskosten in die Analyse ein¹.

2. Die bisherigen Untersuchungen

Die Schätzung von Popularitätsfunktionen begann mit der Arbeit von Goodhart und Bhansali (1970)². Mit Hilfe der Korrelogramm- und Spektralanalyse

¹ Zur Datenbasis siehe Methodische Hinweise(1).

² Goodhart/Bhansali, *Political Economy, Political Studies* 18 (1970), S. 43–106.

untersuchten sie die Popularitätsreihen der beiden grossen britischen Parteien, der Führer dieser beiden Parteien und des Popularitätsvorsprungs der Regierungspartei vor der Oppositionspartei (Government Lead). Hierzu verwendeten sie Umfragen von Gallup von 1960 bis 1968 und von National Opinion von 1961 bis 1968. Dabei kamen sie zu dem Schluss, dass der Prozess, der hinter der Erzeugung sämtlicher Zeitreihen beider Institute stehe, ein autoregressiver Prozess erster Ordnung sei. Die Existenz längerer, saisonaler oder konjunktureller Schwingungen wurde von ihnen verneint³.

Daneben konstruierten die beiden Autoren ein Regressionsmodell, für das unterstellt wurde, dass die Popularität der beiden Parteien weitgehend durch zwei Faktoren bestimmt ist, die Wirtschaftslage, für die die Arbeitslosigkeit und die Preissteigerungen die wichtigsten Indikatoren sind, und einen regelmässigen Wahlzyklus⁴. Der Wahlzyklus wurde nicht begründet, erschien aber allgemein signifikant und ziemlich konsistent⁵. Der Einfluss der Wirtschaftslage in ihren Gleichungen erschien ihnen fast zu stark. Sie kamen zu dem Schluss:

«The empirical tests suggested that a political party in this country, seeking to maximize electoral support for itself at a given moment, would, when in power, choose a position on the Phillips curve, showing economically feasible combinations of unemployment and inflation, that would result in a fairly low rate of unemployment, but a fairly high rate of inflation⁶.»

Die erste Stellungnahme zu diesem Artikel erfolgte von Frey und Garbers (1971)⁷. Ihre Kritik richtet sich vor allem auf zwei Punkte:

1. Die Autoren stellen fest, der spektralanalytische Ansatz sei in der Regel mit dem regressionsanalytischen nicht vereinbar. Während bei der Spektralanalyse den Popularitätsreihen unterstellt werde, sie seien Realisationen eines schwach stationären Prozesses, würden die Popularitätsdaten in der Regressionsanalyse aus typisch nichtstationären Variablen abgeleitet. Nun deute aber der Durbin-Watson in den Regressionsgleichungen auf strenge Autokorrelation der Residuen hin, weshalb die Parameter der ökonomischen Variablen nicht als von Null verschieden angesehen werden könnten. Deshalb sei der autoregressive Prozess 1. Ordnung des spektralanalytischen Modells wohl das korrekte Modell.

2. Der zweite Einwand zielt auf die kausale Struktur der Beziehungen zwischen ökonomischen und politischen Variablen. Während Goodhart und Bhansali von einer klar rekursiven Struktur ausgehen, in der die Popularität der Regierung zum Zeitpunkt t auf die ökonomische Situation zum Zeitpunkt $t + k_1$ und damit auf die Popularität zum Zeitpunkt $t + k_1 + k_2$ wirkt, schliessen Frey und Garbers nicht

³ Ebenda, S. 97.

⁴ Ebenda, S. 85.

⁵ Ebenda, S. 85.

⁶ Ebenda, S. 86.

⁷ Frey/Garbers, *Politico-Econometrics – On Estimation in Political Economy*, *Political Studies* 19 (1971), S. 316–320.

aus, dass über die Erwartung zukünftiger Popularität und daraus folgendem Regierungshandeln die künftigen ökonomischen Variablen Resultate der Popularität zum gleichen Zeitpunkt seien, was eine Simultaneität zwischen ökonomischen und politischen Variablen ergäbe. Damit aber wären die Schätzergebnisse von Goodhart und Bhansali durch den «simultaneous equation bias» verzerrt.

In einem weiteren Artikel (1972)⁸ schwächen die beiden Autoren ihre Hypothese, «ökonomische Variable beeinflussen die Popularität einer Regierungspartei allenfalls im Sinne unkorrelierter ‚random shocks‘»⁹, insofern ab, als sie die Hypothese von Reaktionsschwellen aufstellen: «Die Öffentlichkeit entzieht einer Regierung erst dann ihre Unterstützung, wenn ökonomische Variable gewisse Schwellenwerte überschreiten¹⁰.» Im übrigen versuchen die beiden Autoren dann, die Reaktionsschwellen empirisch zu bestimmen. Da die entsprechende Regressionsgleichung aber einen sehr niedrigen Durbin-Watson aufweist, verfolgen sie diesen Ansatz nicht weiter.

Den jüngsten Beitrag in der Diskussion der Popularitätsfunktion liefern Miller und Mackie (1973)¹¹. Sie stellen dem «economic performance model» das «electoral cycle model» gegenüber, wobei sie sich auf Nigel Lawson beziehen: «Nigel Lawson's ‚new theory of by-elections‘ is that between elections government supporters feel mildly disenchanted and abstain whereas opposition supporters still turn out in full. This explanation also accounts for a rise in abstention and a drop in government support at by-elections¹².»

In ihrem regressionsanalytischen Teil versuchen die beiden Autoren mit Hilfe der schrittweisen Regression zwischen den beiden Modellen zu unterscheiden. Auf Grund des höheren R^2 entscheiden sie sich bei der Gleichung der Regierungspartei für das electoral cycle model, während dieses Modell für die Erklärung der Popularität der Oppositionspartei unbrauchbar ist, was den grundlegenden Unterschied beider Zeitreihen aufzeigt: «This results confirm the basic asymmetry of government and opposition shares of the poll, and in a dramatic way: government suffers from mid-term unpopularity, but the opposition does not receive a corresponding rise in support¹³.» In ihrem spektralanalytischen Teil kommen die beiden Autoren zu dem Ergebnis, dass die Arbeitslosenzahlen und die Popularitätsreihe der Regierungspartei eine Fünf-Jahres-Schwingung aufweisen, und dass die Entflechtung der Kovarianz zwischen beiden Reihen zeigt: «The frequency band

⁸ Frey/Garbers, Der Einfluss wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 186 (1972), S. 281–295.

⁹ Ebenda, S. 289.

¹⁰ Ebenda, S. 189.

¹¹ Miller/Mackie, The Electoral Cycle and the Asymmetry of Government and Opposition Popularity: An Alternative Model of the Relationship between Economic Conditions and Political Popularity, *Political Studies* 21 (1973), S. 263–279.

¹² Ebenda, S. 271.

¹³ Ebenda, S. 274.

centered on 60 months accounts for 41% of the covariance by itself, and with the adjacent bands it accounts for 88% of the covariance¹⁴.» Diese gemeinsame Schwingung interpretieren die beiden Autoren folgendermassen: «..., that the variations in both series arise not from a direct link but from a common dependence upon electoral forces, the variations in the popularity series being the result of Gallup respondents switching to and from between comparative and non-comparative evaluations of the government, and the variations in the unemployment series resulting from the government's mistaken belief that the unemployment level was the main determinant of their chances of re-election¹⁵.»

Die bisherige Diskussion, bei der versucht wird, den die Popularitätsreihen erzeugenden Prozess herauszufinden, dreht sich damit um folgende Fragestellungen:

1. Ist der erzeugende Prozess ein autoregressiver Prozess 1. Ordnung (Frey/Garbers, Goodhart/Bhansali im spektralanalytischen Teil) oder ein Prozess mit einer zyklischen Schwingung von etwa 60 Monaten (Miller/Mackie, Goodhart/Bhansali im regressionsanalytischen Teil)?

2. Falls der erzeugende Prozess für die Reihe der Regierungspartei eine 60-Monats-Schwingung aufweist, wird diese durch die ökonomischen Variablen erzeugt (Goodhart/Bhansali) oder durch ein Electoral-cycle-Modell (Miller/Mackie)?

Daneben steht noch die von Frey/Garbers aufgeworfene Frage nach «Reaktionsschwellen», die von ihnen im Zusammenhang mit dem autoregressiven Prozess 1. Ordnung aufgeworfen wurde, die aber, wie unten gezeigt wird, auch mit einer 60-Monats-Schwingung vereinbar ist.

Die bisherige Diskussion war rein empiristisch; ohne ein theoretisches Modell wurde mit «naiven» theoretischen Vorüberlegungen, aber hochentwickelten statistischen Methoden eine Analyse des Datenmaterials betrieben. Wie noch zu zeigen sein wird, sind Fehler in der Analyse unter anderem darauf zurückzuführen. Um nicht in ähnliche Fehler zu verfallen, sollen hier erst die Grundzüge eines Modells entworfen werden, aus dem die nachher zu testenden Hypothesen abgeleitet werden können. Erst nach Darstellung des Modells soll eine kritische Würdigung der jetzt dargestellten Arbeiten vorgenommen werden.

3. Das Modell

In diesem Abschnitt soll ein Modell entwickelt werden, das erlaubt, aus relativ allgemeinen Aussagen über das Verhalten der einzelnen Wähler (Befragten)

¹⁴ Ebenda, S. 278.

¹⁵ Ebenda, S. 275.

Schlussfolgerungen über den Zusammenhang zwischen ökonomischen Variablen und Popularitätsdaten zu ziehen, die dann im empirischen Teil überprüft werden können.

3.1 Vorbemerkungen

3.1.1 Zur Unterscheidung zwischen Wechselwählern und Stammwählern

Die Theorie des Wählerverhaltens pflegt zwischen «Stammwählern» und «Wechselwählern» zu unterscheiden¹⁶. Unter Wechselwählern werden dabei jene Wähler verstanden, deren Entscheidung entweder von Wahl zu Wahl variiert oder deren Wahlentscheidung von Äusserungen bei Befragungen vor der Wahl abweicht. Im Gegensatz zu dieser empirischen Unterscheidung soll hier eine analytische Unterscheidung eingeführt werden: Stammwähler sollen all jene Wähler heissen, deren Parteibindung so stark ist, dass ihre Entscheidung durch Veränderungen in den Werten der kurzfristig veränderlichen Variablen (insbesondere der konjunkturellen Variablen) nicht beeinflusst werden kann. Dementsprechend sind Wechselwähler all jene, deren Entscheidung von den Werten dieser Variablen abhängig ist. Das bedeutet aber nicht, dass sie bei Wahlen oder Befragungen ihre Meinung ändern müssen. Unser unten entwickeltes Modell gilt nur für Wechselwähler.

3.1.2 Zum Zweiparteiensystem

Das hier zu entwickelnde Modell gilt nur für ein Zweiparteiensystem mit einer Regierungspartei und einer Oppositionspartei. Bei Mehrparteiensystemen ist es dann anwendbar, wenn die Parteien in zwei Blöcke aufteilbar sind (wie z. B. in Schweden in einen bürgerlichen Block und einen sozialistischen Block), oder wenn für den Wahlausgang die Stimmen für andere Parteien keine Bedeutung haben (wie z. B. teilweise in Grossbritannien). Die Schwierigkeit bei der Erfassung von Mehrparteiensystemen liegt bei den Problemen der Koalitionsbildung und beim strategischen Wahlverhalten. Diese Probleme sollen hier nicht erörtert werden.

3.2 Das Modell des individuellen Wählerverhaltens

Ausgangspunkt ist das von Davis, Hinich und Ordeshook entworfene Modell des Wählerverhaltens¹⁷. Jeder Wähler hat im n -dimensionalen politischen Raum R^n eine optimale Position, jede Partei hat in ihm eine tatsächliche Position. Jeder

¹⁶ Siehe hierzu *Kaase*, Analyse der Wechselwähler in der Bundesrepublik, in: Scheuch/Wildenmann (Hrsg.), *Zur Soziologie der Wahl*, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Sonderheft 9, Köln/Opladen 1968, S. 113–125.

¹⁷ *Davis/Hinich/Ordeshook*, An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process, A. P. S. R. 64 (1970), S. 426–448.

Wähler schätzt seine eigene Position und die der Parteien. Für jede Partei bemisst und bewertet er nun in jeder Dimension die Abweichung der von ihm geschätzten Position der Partei von seiner eigenen Position, womit er den Gesamtverlust schätzt, der ihm dadurch entsteht, dass in der tatsächlichen Politik die Position dieser Partei durchgesetzt wird und nicht seine eigene. Bei einer Befragung nennt er nun diejenige Partei, für die sein erwarteter Verlust minimal ist.

Unter diesen Annahmen müsste jeder Wähler bei jeder Befragung immer eine Partei nennen, es sei denn, die Werte der Verlustfunktion für die Parteien wären identisch, was aber bei zunehmender Zahl der Dimensionen und Ausdifferenzierung der einzelnen Dimensionen immer unwahrscheinlicher wird. Nun sind aber die erwarteten Verluste Schätzungen. Der Wähler, der sich dessen bewusst ist, wird nur dann eine Partei nennen, wenn sich die erwarteten Verluste signifikant voneinander unterscheiden.

In jeder Dimension kann nun der Wähler bei jeder Partei Programme, Konzepte usw. bewerten. Bei der Regierungspartei kann er jedoch auch die derzeit betriebene tatsächliche Politik bewerten. Damit kann er auch der Regierungspartei die derzeitige ökonomische Situation anlasten, was er der Oppositionspartei in keiner Weise, weder positiv noch negativ, kann. Es wird nun angenommen, dass der Wähler die Position der Regierungspartei in bezug auf die ökonomischen Variablen durch eine positive monotone Transformation der jeweiligen Werte der ökonomischen Variablen schätzt. Damit verändert sich der Wert seiner Verlustfunktion für die Regierungspartei mit der ökonomischen Situation, während der Wert für die Oppositionspartei davon unabhängig ist.

Ausserdem muss für alle Wähler angenommen werden, dass in den betrachteten ökonomischen Dimensionen ihre Verlustfunktion auf dem betrachteten Intervall definiert ist und für alle Wähler gemeinsam entweder monoton steigt (z. B. bei der Arbeitslosigkeit) oder monoton fällt (z. B. beim Anstieg des verfügbaren Realeinkommens). Damit kann bei sich verschlechternder Situation kein Wähler von der Oppositionspartei zur Regierungspartei wechseln.

3.3 Das Modell des kollektiven Wählerverhaltens

Über seine Verlustfunktion hat nun jeder Wähler für die beiden Parteien Bewertungsfunktionen, die, z. B. in Abhängigkeit stetiger ökonomischer Variabler, stetig gedacht werden können. Seine Äusserung bei der Befragung ist aber nur in diskreten Punkten möglich: Entweder nennt er die Regierungspartei, oder er nennt die Oppositionspartei, oder er antwortet «weiss nicht». Die gesellschaftliche Bewertungsfunktion der beiden Parteien als Anteil der abgegebenen Stimmen (Nennungen) für jede Partei stellt wiederum eine stetige Funktion dar. Über das Zwischenglied einer diskreten Funktion sollen damit individuelle Präferenzen in eine gesellschaftliche Bewertungsfunktion umgewandelt werden.

Die üblicherweise bei solchen Fragestellungen auftretenden Probleme des Arrowschen Unmöglichkeitstheorems sind durch die oben gemachten Annahmen ausgeräumt. Im folgenden kommt es darauf an, die Funktionen der Regierungspartei und der Oppositionspartei näher zu spezifizieren.

Wähler, die sich für die Regierungspartei entschieden haben, können nicht mehr die Oppositionspartei nennen, und umgekehrt. Daraus ergibt sich eine sehr direkte Beziehung zwischen der Popularität der beiden Parteien, wobei zwei Hypothesen möglich sind:

a) Die Wähler treffen eine simultane Entscheidung zwischen Regierungspartei, Oppositionspartei und Enthaltung.

b) Die Wähler entscheiden zuerst, ob sie die Regierungspartei nennen sollen oder nicht. Falls sie sie nicht nennen, entscheiden sie sich für die Nennung der Oppositionspartei oder für Enthaltung.

Da es a priori keine Möglichkeit gibt, die eine Hypothese der anderen vorzuziehen, müssen beide später getestet werden.

3.3.1 Die Bewertungsfunktion der Regierungspartei

Mit den oben gemachten Annahmen ist sichergestellt, dass mit sich verschlechternder ökonomischer Situation *ceteris paribus* die Popularität der Regierungspartei zumindest nicht steigt, in der Regel aber fällt. Weitere Spezifizierungen der individuellen Nutzenfunktionen führen aber, ausser in sehr restriktiven Spezialfällen, nicht zu einer Spezifizierung der kollektiven Bewertungsfunktion. Diese wird allein durch die Verteilung jener Punkte spezifiziert, an denen die Wähler von der Nennung der Regierungspartei zu der der Oppositionspartei bzw. zu Enthaltung «springen», die hier Sprungstellen genannt werden sollen. Über die Verteilung dieser Sprungstellen müssen deshalb Annahmen gemacht werden.

Nun sind ökonomische Situationen denkbar, in denen alle Wechselwähler die Regierung nennen. Eine weitere Verbesserung der ökonomischen Situation bringt der Regierungspartei keinen Popularitätszuwachs mehr. Ebenso ist eine ökonomische Situation denkbar, in der eine weitere Verschlechterung der ökonomischen Situation der Regierungspartei keinen Popularitätsverlust mehr bringt. Damit ergeben sich notwendigerweise «Reaktionsschwellen». Zwischen diesen beiden Reaktionsschwellen sind die Sprungstellen der einzelnen Wähler verteilt.

Über die Lage der Reaktionsschwellen und die Verteilung der Sprungstellen zwischen ihnen wurden bisher folgende Annahmen gemacht:

a) Goddhart und Bhansali: Die Reaktionsschwellen liegen ausserhalb des betrachteten Bereichs, die Sprungstellen sind zwischen ihnen gleichverteilt (allgemeine lineare Hypothese).

b) Frey und Garbers: Die untere Reaktionsschwelle liegt im betrachteten Bereich, die obere ausserhalb des betrachteten Bereichs; die Sprungstellen sind zwischen ihnen gleichverteilt (lineare Hypothese mit Reaktionsschwellen).

Alle Autoren (auch Miller und Mackie) unterstellen somit für ihre Schätzungen die Gleichverteilung der Sprungstellen. Nun gibt es aber hierfür a priori keine plausible Begründung. Ohne die Berücksichtigung von Reaktionsschwellen würde das bedeuten, dass ceteris paribus bei einer Anhebung der Preissteigerungsrate von 0,5 auf 1% der Regierungspartei genau so viele Stimmen verloren gehen, wie bei einer Erhöhung von 3,5 auf 4% oder von 20 auf 20,5%.

Wesentlich sinnvoller erscheint die Hypothese, dass die Sprungstellen in der Wählerschaft normalverteilt sind. Die Reaktionsschwellen liegen damit theoretisch ausserhalb des betrachteten Bereiches, faktisch aber innerhalb dieses Bereiches. Materiell besagt das, dass es einen unteren Bereich gibt, in dem nahezu alle Wechselwähler die Regierung nennen, und in dem Veränderungen der Preissteigerungsraten die Popularität kaum beeinflussen (z. B. bis 1%). In einem mittleren Bereich reagiert die Popularitätsfunktion sehr stark, während in einem oberen Bereich (z. B. ab 8%) ein weiteres Ansteigen der Preissteigerungsrate keinen Einfluss mehr auf die Popularität ausübt. Nicht nur auf Grund der grossen Zahl der Wähler ist die Normalverteilungshypothese somit der Gleichverteilungshypothese a priori vorzuziehen.

3.3.2 Die Bewertungsfunktion der Oppositionspartei

Wie oben festgestellt wurde, ist für jeden einzelnen Wähler der Wert seiner Verlustfunktion für die Oppositionspartei unabhängig von der aktuellen ökonomischen Situation. Das impliziert aber nicht, dass auch die Bewertungsfunktion der Oppositionspartei in dieser Art unabhängig ist, da sie über die Popularität der Regierungspartei indirekt von den ökonomischen Variablen abhängt. Wäre der Anteil der Indifferenten an der gesamten Wählerschaft immer gleich stark, so wäre die Popularität der Oppositionspartei in gleichem Ausmass aber umgekehrter Richtung wie die der Regierungspartei von der ökonomischen Situation abhängig. Da aber ein nicht unbedeutender Teil der Wählerschaft sich indifferent verhält, und da der Anteil dieser Gruppe schwankt, ist eine solche direkte Beziehung nicht zu erwarten, weshalb zu Recht von einer «Asymmetrie» zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei gesprochen werden kann.

3.4 Zur Frage des rationalen Verhaltens

Gegen solche Modelle und ihre Testung mit Popularitätsdaten wird nun eingewendet, sie krankten daran, «dass sie explizit oder implizit vom rationalen Verhalten der Wähler ausgehen. Um dieses Rationalitätskriterium zu erfüllen, müssen die Autoren zusätzlich annehmen, dass der Wähler über den Stand der Ökonomie voll informiert ist. Die zweite Annahme ist mit Sicherheit nicht erfüllt, die erste (Rationalitätsprinzip) erheblich bestritten¹⁸.»

¹⁸ Roth, Ökonomische Variable und Wahlverhalten, Politische Vierteljahresschrift 2/1973, S. 259.

Zunächst wäre hierzu zu sagen, dass in dieser Untersuchung nicht abstrakt «rationales Verhalten» unterstellt wird, sondern das oben im Modell beschriebene Verhalten. Wie weit dieses Verhalten für Wechselwähler zutrifft, müsste erst durch eine Mikro-Analyse untersucht werden. Es ist auch umstritten, ob solches Verhalten mit rationalem Verhalten vereinbar ist (Siehe hierzu die Jahrestagung der AEA 1973, wo hierüber anhand der Aufsätze von Kramer und Stigler diskutiert wurde¹⁹.) Trotzdem erscheint die Auffassung von Okun plausibel: «Thus, it's generally a good idea to leave the current management in power if the results are satisfactory and to give the other party a chance to improve matters if they are not going well²⁰.»

Was den Informationsstand betrifft, so gilt, dass der Wähler nicht über die gesamte wirtschaftliche Situation informiert sein muss, sondern nur über die Werte der jeweils relevanten Variablen wie Arbeitslosigkeit, Preissteigerungsraten, usw. Ausserdem sind für jeden einzelnen Wähler die oben beschriebenen Verzerrungen zulässig. Es ist deshalb durchaus mit diesem Modell vereinbar, dass konservative Wähler die gleiche ökonomische Situation unter einer konservativen Regierung besser einschätzen als unter einer sozialistischen. Bei der Aufmerksamkeit aber, die die Werte dieser Variablen in der Öffentlichkeit erreicht haben, erscheint die Annahme, dass die Wähler, die bereit sind, ihre Wahlentscheidung von den Werten ökonomischer Variabler abhängig zu machen, auch über diese Werte informiert sind, plausibel.

4. Kritik der bisherigen Arbeiten

Vor diesem theoretischen Hintergrund müssen die oben berichteten Ergebnisse kritisch überprüft werden.

4.1 Goodhart und Bhansali

4.1.1 Ergebnisse der Zeitreihenanalyse

Die beiden Autoren verwenden Zeitreihen mit 96 (80) Beobachtungen und 14 bis 20 Lags. Zur Erfassung der relevanten Fünf-Jahres-Schwingung wären aber mindestens 60 Lags notwendig, was wiederum mindestens eine Zeitreihe von 240 Daten erfordert. Ausserdem beachten sie nicht, dass in den von ihnen untersuchten Zeitreihen der beiden Parteien und ihrer Parteiführer dadurch Strukturbrüche

¹⁹ «Kramer, Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896–1964, American Political Science Review 65 (1971), S. 131–143. Stigler, General Economic Conditions and National Elections, American Economic Review 63 (1973), S. 160–180 (inkl. der anschliessenden Diskussion).»

²⁰ Ebenda, S. 172 f.

eingetreten sind, dass mitten in der Untersuchungsperiode ein Regierungswechsel stattfand (eine konservative Regierung wurde im Oktober 1964 durch eine Labour-Regierung abgelöst). Aus diesem Grunde können die geschätzten Spektren keine Schwingungen aufzeigen und müssen Spektren autoregressiver Prozesse 1. Ordnung gleichen. Der Schluss aber, dass ein solcher Prozess die Zeitreihe tatsächlich auch generiert, ist unzulässig. Lediglich die Aussage, dass saisonale Schwingungen in den Popularitätsreihen nicht enthalten sind, ist gültig. Alle anderen von den beiden Autoren erzielten Ergebnisse der Spektralanalyse sind hinfällig.

4.1.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse

Die Autoren berücksichtigen weder die Interdependenz zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei, noch die Asymmetrie zwischen ihnen. Auch schätzen sie ihre Ergebnisse für die einzelnen Parteien über Regierungswechsel hinweg, was kaum zu sinnvollen Ergebnissen führen kann.

Eine weitere Unstimmigkeit ihres Ansatzes besteht darin, dass sie zwar beim spektralanalytischen Ergebnis regelmässige zyklische Schwingungen ablehnen, dass sie aber im Regressionsmodell die Popularität nicht nur durch zyklische Konjunkturvariable erklären, sondern auch gleichzeitig durch ihre Dummy-Variablen ein Wahlzyklus-(electoral-cycle)Modell in ihre Schätzgleichung aufnehmen. Sie können damit nicht mehr zwischen beiden Modellen diskriminieren. Es verwundert daher nicht, dass die geschätzten Koeffizienten relativ oft nicht signifikant sind.

Von der Asymmetrie her scheint der Ansatz mit der Reihe «Government Lead» (Vorsprung der Popularität der Regierungspartei gegenüber der der Oppositionspartei) vertretbar. Er ist dies, wenn über Regierungswechsel hinweggeschätzt wird, nur unter relativ starken Annahmen über die Invarianz der Wähler gegenüber den Parteien: Die Zahl der Stammwähler beider Parteien muss etwa gleich sein, die Wähler bewerten Abweichungen von ihrer eigenen Position nicht in Abhängigkeit davon, ob die regierende Partei die Conservative oder die Labour Party ist.

Mit ihrem Ansatz vertreten die beiden Autoren die allgemeine lineare Hypothese, ohne diese zu begründen.

Damit sind insgesamt auch die Ergebnisse der Regressionsgleichungen von Goodhart und Bhansali kaum zuverlässig.

4.2 Frey und Garbers

Frey und Garbers übernehmen die spektralanalytischen Ergebnisse von Goodhart und Bhansali und verwerfen mit diesen deren Regressionsansatz. Diese Begründung ist aber nach den obigen Ausführungen nicht mehr aufrechtzuerhalten.

Andererseits ist die von ihnen aufgestellte Reaktionsschwellenhypothese, wie aus dem obigen Modell hervorgeht, auch unabhängig davon konstruierbar. Wir werden unten versuchen, diese Hypothese anhand der britischen und westdeutschen Daten gegen die allgemeine lineare Hypothese zu testen.

Auf die von ihnen aufgeworfene Frage der Simultaneität zwischen ökonomischen und politischen Variablen wird unten im Zusammenhang mit dem Regressionsmodell ausführlich eingegangen.

4.3 Miller und Mackie

Gegen die Resultate der Spektralanalyse bei den beiden Autoren ist nichts einzuwenden. Das Schwergewicht legen sie aber auf die Regressionsanalyse, mit der sie zwischen der Electoral-cycle-Hypothese und der Economic-performance-Hypothese diskriminieren wollen. Sie versuchen das mit Hilfe der schrittweisen Regression. Gegen ihr Vorgehen ist folgendes einzuwenden:

1. Falls in einer Regressionsgleichung die unabhängigen Variablen miteinander korreliert sind, führt das Auslassen einer exogenen Variablen zu Verzerrungen der Parameter der übrigen Variablen²¹. Damit werden auch die Werte des R^2 verzerrt. Es ist deshalb problematisch, zwischen den beiden Modellen mit Hilfen der schrittweisen Regression unterscheiden zu wollen.

2. Die beiden Autoren scheinen einem Zirkelschluss zu unterliegen. Aus dem vorliegenden Datenmaterial konstruieren sie die Wahlzyklus-Hypothese, die sie dann mit Hilfe des gleichen Datenmaterials testen wollen. Korrekterweise müssten sie eine theoretische Ableitung ihres Zyklus geben, die diesen unabhängig von der ökonomischen Situation herleitet. Solange diese Herleitung nicht gegeben ist, ist zu vermuten, dass der Wahlzyklus weitgehend eine Widerspiegelung des Wirtschaftszyklus ist. Unter dieser Annahme aber kann mit dem oben angegebenen Verfahren nicht zwischen den beiden Hypothesen unterschieden werden.

3. Ausserdem lassen sich empirische Argumente anführen, die gegen den Wahlzyklus sprechen. So stellen die beiden Autoren eine gemeinsame Schwingung zwischen der Popularität der Regierungspartei und der Arbeitslosigkeit in einem Fünf-Jahres-Zyklus fest; der durchschnittliche Abstand von Wahl zu Wahl betrug aber nur etwa vier Jahre. Zur Stützung ihrer Hypothese müssten die beiden Autoren eine Legislaturperiode finden, in deren Mitte einerseits die ökonomische Situation günstig, andererseits aber die Popularität der Regierungspartei trotzdem relativ gering war. Die einzige Legislaturperiode aber, in deren Mitte die ökonomische Situation relativ günstig war (die Arbeitslosigkeit war während der gesamten Zeit sehr niedrig), war die Zeit der Labour-Regierung von 1964 bis 1966. In dieser Zeit lässt sich aber ein Wahlzyklus kaum konstruieren.

²¹ Siehe Theil, *Principles of Econometrics*, Amsterdam/London 1971, S. 549.

4. Trotzdem aber erstaunen die relativ niederen Werte des R^2 in den Gleichungen des Economic-performance-Modells gegenüber denen des Electoral-cycle-Modells. Dass Goodhart und Bhansali weit höhere Werte des R^2 erreicht haben, deutet darauf hin, dass die Gleichungen von Miller und Mackie falsch spezifiziert sind. Dabei sind vor allem zwei Punkte anzumerken: Einmal unterstellen die beiden Autoren, dass die Wählerschaft die ökonomische Situation unabhängig davon bewertet, welche Partei an der Regierung ist. Dagegen vermuten Frey und Garbers, dass die Wähler bei einer konservativen Regierung eher bei einer Verletzung des Zieles Preisstabilität und bei einer sozialistischen Regierung eher bei einer Verletzung des Zieles Vollbeschäftigung reagieren²². Zweitens unterstellen Miller und Mackie, dass der Einfluss der ökonomischen Variablen im Zeitablauf gleich geblieben ist; es ist aber zu vermuten, dass es einerseits Phasen gibt, in denen die Bevölkerung sensibilisiert wird, so dass bestimmte ökonomische Variable erst zum Gegenstand öffentlicher Diskussion werden, wodurch sich ihr Einfluss auf die Popularität der Regierung verstärkt oder er überhaupt erst entsteht, und dass es Gewöhnungseffekte gibt, wodurch sich der Einfluss dieser Variablen oder zumindest ihres Niveaus wieder abschwächt. Daher sind Schätzungen, die über die verschiedenen Regierungsperioden der Nachkriegszeit hinweg Strukturkonstanz unterstellen, zumindest sehr problematisch.

Damit aber kann gesagt werden, dass der Wahlzyklus bei Miller und Mackie nicht nur ohne theoretische Begründung bleibt, sondern dass ihre Arbeit auch kaum empirische Evidenz für diesen und gegen die Economic-performance-Hypothese liefert.

Im folgenden kommt es darauf an, mit Hilfe der Zeitreihen- und der Regressionsanalyse neue Ergebnisse zu gewinnen, um die Hypothesen des obigen Modells zu testen bzw. seine Gleichungen zu schätzen. Schwerpunkte unserer Untersuchung werden dabei sein:

- a) bei der Zeitreihenanalyse die Herausarbeitung der Asymmetrie zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei;
- b) bei der Regressionsanalyse die Gegenüberstellung der allgemeinen linearen Hypothese und der Normalverteilungshypothese.

5. Ergebnisse der Zeitreihenanalyse

Im Rahmen dieser Arbeit wurden für die Bundesrepublik Deutschland und für das Vereinigte Königreich Korrelogramme und Spektren folgender Zeitreihen geschätzt:

²² Frey/Garbers (1972), a. a. O., S. 289 ff.

- (1) Popularität der Regierungspartei (RP)
- (2) Popularität der Oppositionspartei (OP)
- (3) Zahl der Arbeitslosen (saisonbereinigt) (UE)
- (4) Anstieg der Lebenshaltungskosten (ΔP)

Ausserdem wurden folgende Kreuzkorrelogramme für beide Länder geschätzt:

- (1) RP – UE (bzw. RP – Arbeitslosenquoten [UEQ])
- (2) RP – ΔP
- (3) OP – UE (bzw. OP – UEQ)
- (4) OP – ΔP

Auf die Anwendung der Kreuzspektralanalyse wurde verzichtet. Dies hat folgende Gründe:

1. Wie schon Jenkins und Watts zeigen, werden die Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse bei einer relativ hohen Anzahl der Lags im Verhältnis zur Zahl der Beobachtungen sehr unzuverlässig²³. Um aber die relevanten Frequenzbänder zu beobachten, müssen die Spektren für das Vereinigte Königreich mit mindestens 60 Lags und für die Bundesrepublik Deutschland mit mindestens 48 Lags geschätzt werden. Das ist im Verhältnis zur jeweils vorhandenen Anzahl der Beobachtungen relativ hoch. Versuche mit den vorliegenden Daten haben nun ergeben, dass bei Schätzungen mit 60 und mit 30 Lags (bzw. mit 48 und mit 24 Lags) auch bei den hohen Frequenzen sehr unterschiedliche Ergebnisse herauskommen. Dieser Einwand gilt nicht für die Kreuzkorrelogramme, da die Güte der Schätzfunktion des einzelnen Korrelationskoeffizienten unabhängig ist von der Gesamtzahl der Lags im Verhältnis zur Zahl der Beobachtungen.

2. Es erscheint sehr fraglich, ob die einfache Kreuzspektralanalyse (ebenso wie die einfache Kreuzkorrelogrammanalyse) das geeignete methodische Mittel ist, da in unserem Zusammenhang die Interdependenz zwischen jeweils zwei Variablen nicht unabhängig von den übrigen Variablen untersucht werden kann. Das zeigt sich schon bei einer Analyse der einfachen Korrelationskoeffizienten. Wird unterstellt, dass sowohl die Arbeitslosigkeit wie auch die Preissteigerungen auf die Popularität der Regierungspartei einwirken, so unterschätzen die einfachen Korrelationskoeffizienten die Stärke des tatsächlichen linearen Zusammenhanges teilweise ganz erheblich, wie sich aus Tabelle 1 ergibt. Verlässliche Resultate sind deshalb nur von der partiellen Kreuzspektralanalyse zu erwarten.

²³ *Jenkins/Watts, Spectral Analysis and its Applications, San Francisco 1968, S. 384ff.*

Tabelle 1:

Vergleich der einfachen mit den partiellen Korrelationskoeffizienten

	einfacher Korrelationskoeffizient	partieller Korrelationskoeffizient
UK: CP - UEQ	-0.4842	-0.5480
CP - ΔP	-0.0709	-0.3001
BRD: CDU - UE	-0.7167	-0.7563
CDU - ΔP	-0.0104	-0.3496

Daten:

Vereinigtes Königreich: Konservative Regierung,
11/1951 - 10/1964, 156 Beobachtungen

Bundesrepublik Deutschland: CDU-Regierung
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen

5.1 Korrelogramme und Spektren der britischen Daten

Die oben postulierte Asymmetrie zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei schlägt sich in den Korrelogrammen und Spektren der beiden Reihen voll nieder²⁴. Während das Korrelogramm der Regierungspartei (Fig. 1a) eine deutliche Schwingung von etwa 60 Monaten aufweist, deutet das der Oppositionspartei (Fig. 2a) auf einen autoregressiven Prozess erster Ordnung. Dementsprechend zeigt auch das Spektrum der Regierungspartei (Fig. 1b) eine deutliche Spitze bei einer Schwingung von fünf Jahren, während das Spektrum der Oppositionspartei (Fig. 2b) «The typical spectral shape of an economic variable»²⁵ aufweist. Unabhängig davon, welche Erklärung für diesen Zyklus herangezogen wird, er kann in jedem Fall nur für die Regierungspartei postuliert werden.

Bei den ökonomischen Zeitreihen zeigt zunächst weder das Spektrum der Arbeitslosenzahlen (bzw. das der Arbeitslosenquoten) noch das der Preissteige-

²⁴ Siehe Methodische Hinweise(3).

²⁵ Goodhart/Bhansali, a.a.O., S.95. - Siehe auch Granger, The Typical Spectral Shape of an Economic Variable, *Econometrica* 34 (1966), S. 150-161.

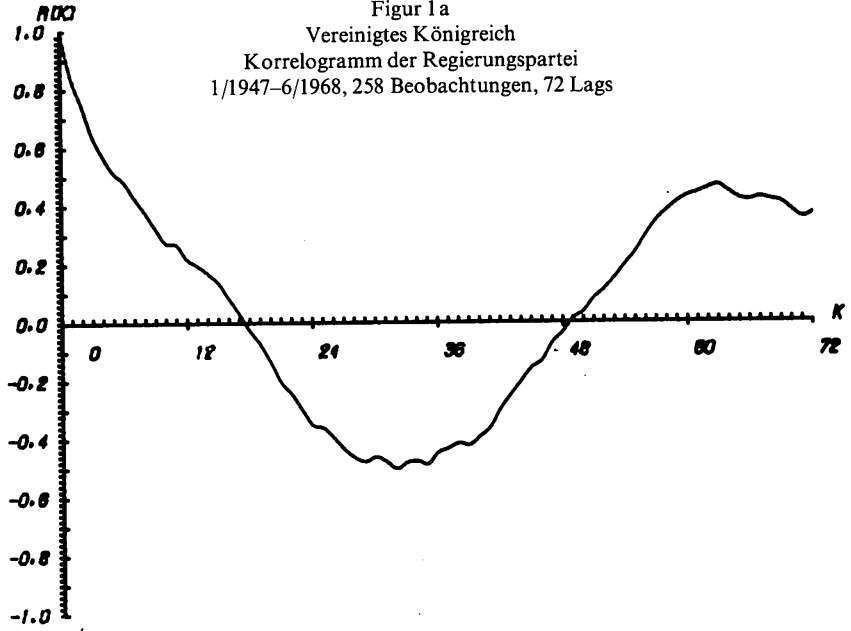
rungsraten einen 60-Monats-Zyklus an. Betrachtet man das Korrelogramm der Arbeitslosenzahlen (Fig. 3), wird deutlich, dass diese Reihe eine 60-Monats-Schwingung enthält, die von einer noch längeren Schwingung bzw. einem Trend überlagert wird. Durch Trendbereinigung kann diese Schwingung auch im Spektrum sichtbar gemacht werden. Bei den Preissteigerungsraten hingegen ist eine solche Schwingung auch im Korrelogramm nicht zu entdecken. Betrachtet man nur die Daten nach 1951, ist eine solche Schwingung zu sehen; sie ist allerdings nicht sehr stark ausgeprägt und hat nur eine relativ geringe Datenbasis. Es scheint, dass die ausserhalb des normalen Konjunkturzyklus durch den Koreaboom aufgetretene Inflationsphase Korrelogramm und Spektrum dieser Zeitreihe zerstört hat.

5.2 Korrelogramme und Spektren der westdeutschen Daten

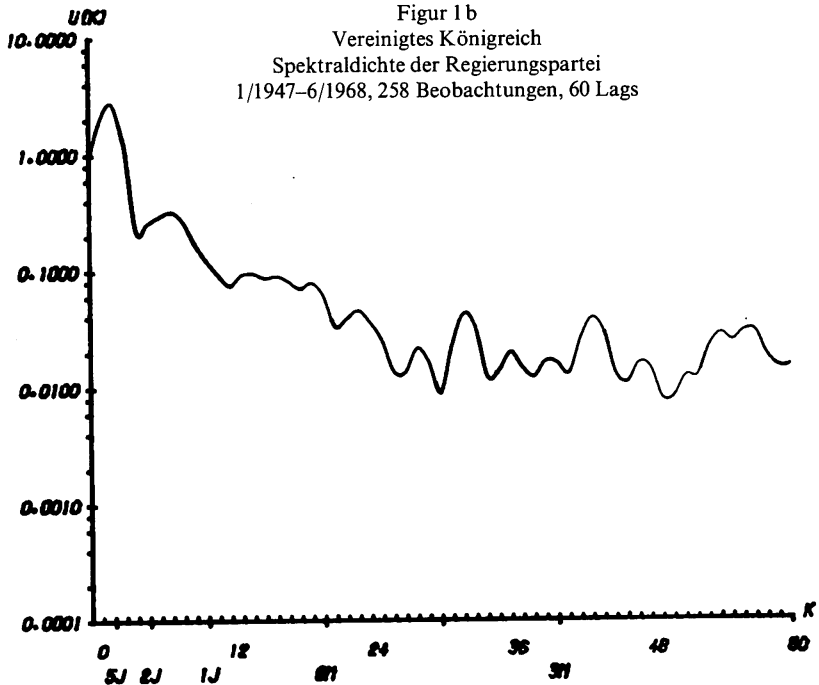
Im Gegensatz zu den britischen Daten sind bei den westdeutschen Daten weder bei den Popularitätsreihen noch bei den ökonomischen Reihen Zyklen von etwa vier- bis fünfjähriger Dauer zu erkennen. Es gab jedoch in der Bundesrepublik Deutschland nach dem Zweiten Weltkrieg Konjunkturzyklen. Diese schlugen aber bis 1965 kaum auf die Arbeitslosenzahlen und nur wenig auf die Preisentwicklung der Lebenshaltung durch. Die wichtigste Bewegung bei den Arbeitslosenzahlen war der Abbau der Nachkriegsarbeitslosigkeit, der erst um 1960 beendet war. Diese Bewegung dominiert Korrelogramm und Spektrum in solchem Masse, dass alle anderen Bewegungen nicht zur Geltung kommen (Fig. 5).

Auch die Zeitreihen der CDU- und der SPD-Popularität weisen als einzige hervorstechende Komponente Trends auf. Beide wuchsen im Untersuchungszeitraum beträchtlich an; immer weniger andere Parteien konnten neben ihnen existieren («Zug zum Zweiparteiensystem»). Korrelogramme und Spektren dieser Reihen weisen nur diesen Trend an (Fig. 4). Sie belegen für die Bundesrepublik Deutschland eindeutig das Fehlen eines Wahlzyklus. Sofern dieser aus sich selbst heraus begründet werden soll, ist diese Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland von 1950 bis 1966 widerlegt. Sofern er aber Abbild der ökonomischen Entwicklung sein soll, ist er aus dem oben geschilderten Verhalten der ökonomischen Variablen heraus auch nicht zu erwarten. Das Beispiel der Bundesrepublik Deutschland liefert somit Evidenz gegen die Postulierung eines eigenständigen Wahlzyklus, wobei allerdings die Übertragung dieses Ergebnisses auf die britischen Verhältnisse problematisch ist.

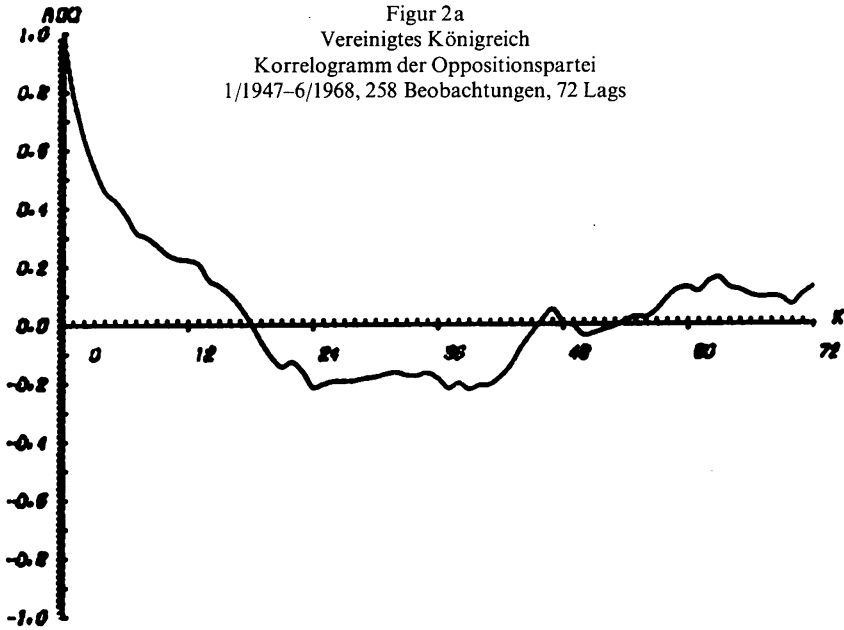
Figur 1a
 Vereinigtes Königreich
 Korrelogramm der Regierungspartei
 1/1947-6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



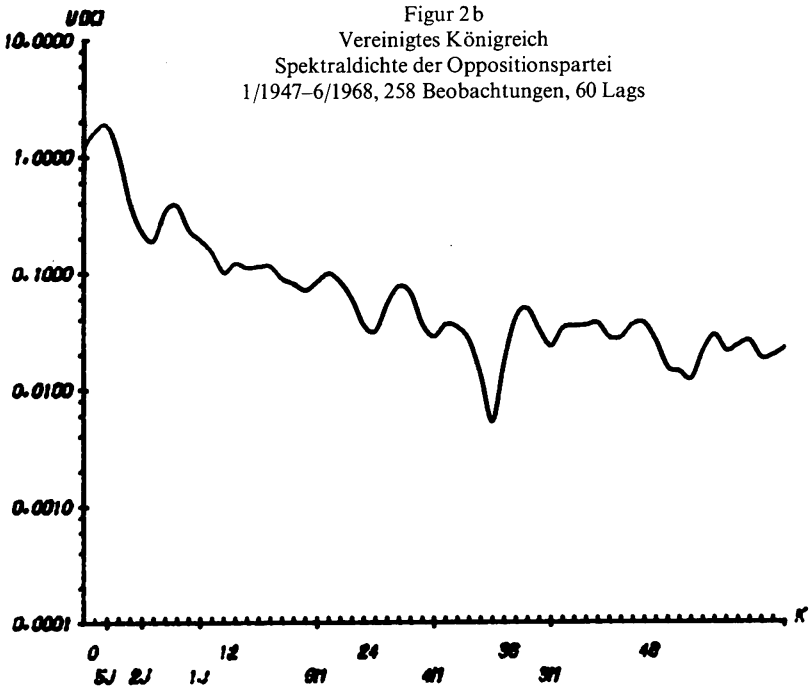
Figur 1b
 Vereinigtes Königreich
 Spektraldichte der Regierungspartei
 1/1947-6/1968, 258 Beobachtungen, 60 Lags



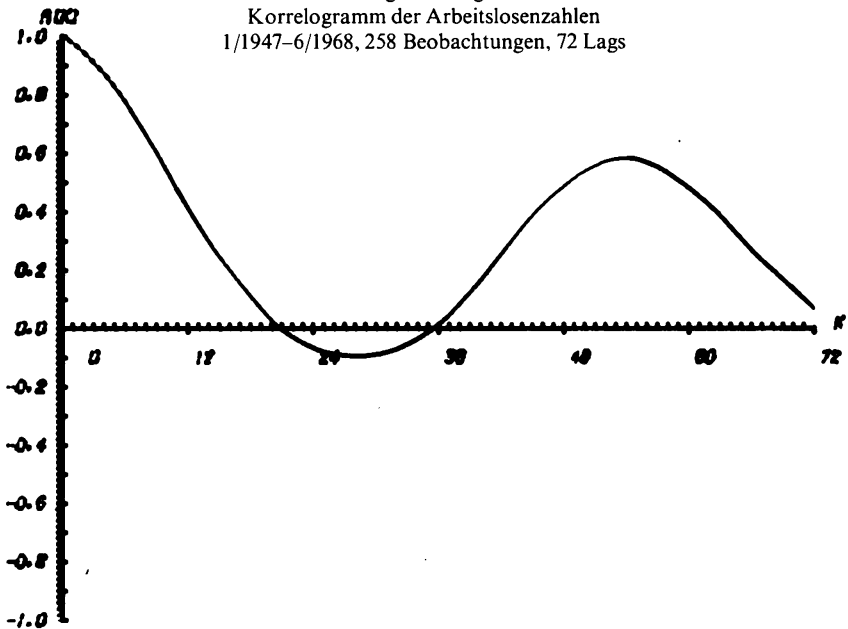
Figur 2a
 Vereinigtes Königreich
 Korrelogramm der Oppositionspartei
 1/1947-6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



Figur 2b
 Vereinigtes Königreich
 Spektraldichte der Oppositionspartei
 1/1947-6/1968, 258 Beobachtungen, 60 Lags



Figur 3
Vereinigtes Königreich
Korrelogramm der Arbeitslosenzahlen
1/1947–6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



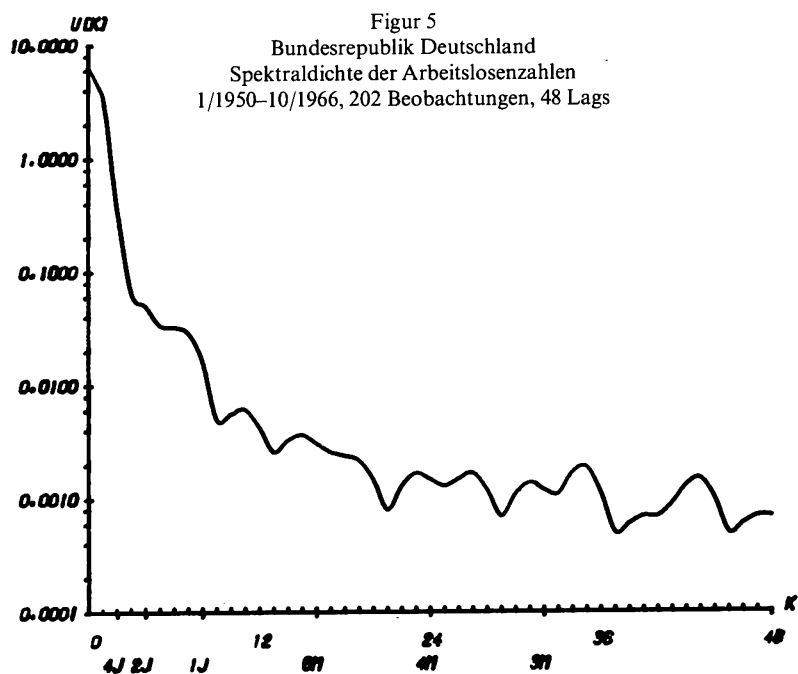
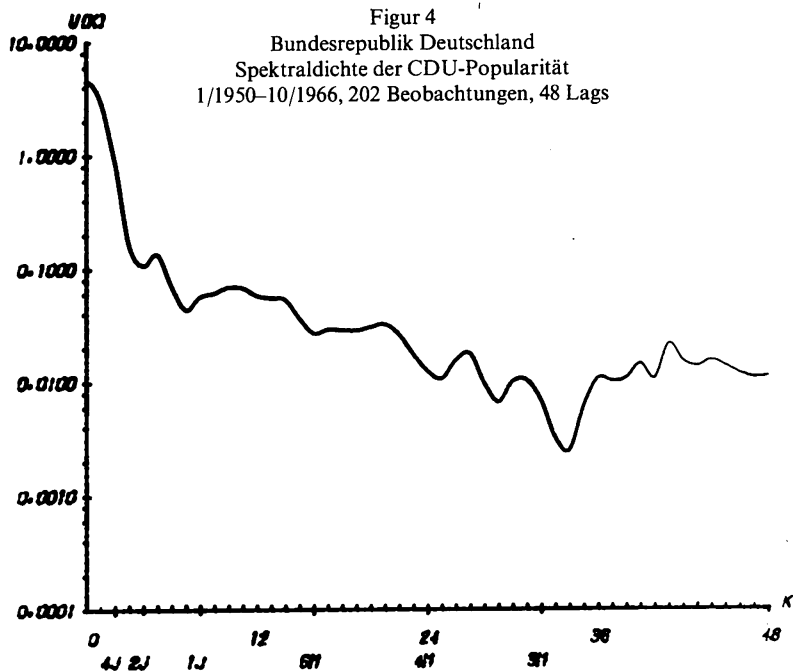
5.3 Kreuzkorrelogramme der britischen Daten

Trotz der oben aufgeführten Bedenken sollen hier einige Ergebnisse der Kreuzkorrelogrammanalyse referiert werden, da sie, bei allen Vorbehalten, interessante Aussagen ergeben.

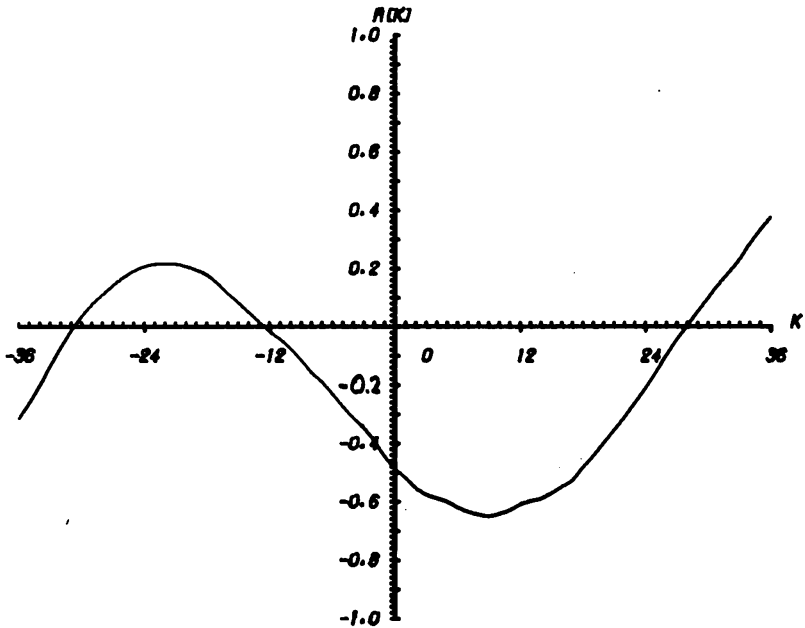
Die Popularität der Regierungspartei schwingt mit einer ausgeprägten Schwingung von etwa fünfjährigem Zyklus mit der Arbeitslosigkeit zusammen (Fig. 6), während die Popularität der Oppositionspartei zusammen mit der Arbeitslosigkeit keine solche Schwingung aufweist (Fig. 7). Dies entspricht den oben angeführten Ergebnissen von Miller und Mackie²⁶.

Das Kreuzkorrelogramm zwischen der Popularität der Regierungspartei und den Preissteigerungsraten zeigt keine gemeinsame Schwingung an, falls die Zeit des Koreabooms in die Analyse mit einbezogen wird. Wird diese Zeit ausgeschlossen, ist die dann auftretende Schwingung wenig ausgeprägt. Hier gilt das gleiche wie bei der Spektralanalyse der Preissteigerungsraten. – Die Popularität der Oppositionspartei zeigt auch mit den Preissteigerungsraten keine gemeinsame Schwingung an.

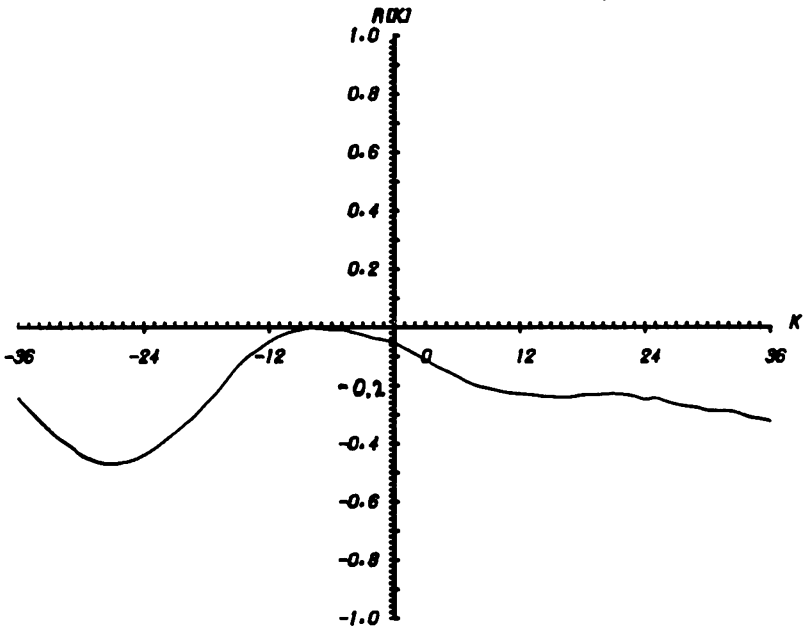
²⁶ Miller/Mackie, a. a. O., S. 277 f.



Figur 6
 Vereinigtes Königreich
 Kreuzkorrelogramm: Conservative Party – Arbeitslosenquoten
 11/1951–10/1964, 156 Beobachtungen, ± 36 Lags



Figur 7
 Vereinigtes Königreich
 Kreuzkorrelogramm: Labour Party – Arbeitslosenquoten
 11/1951–10/1964, 156 Beobachtungen, ± 36 Lags



5.4 Kreuzkorrelogramme der westdeutschen Daten

Wie oben erwähnt, enthalten die Reihen der CDU, der SPD und der Arbeitslosigkeit jeweils einen Trend. Aus den Kreuzkorrelogrammen der nicht trendbereinigten Reihen sind keine Aussagen zu machen, da das – positive oder negative – Zusammenlaufen der Trends die Schätzungen vollständig dominiert. Werden die Schätzungen mit trendbereinigten Reihen²⁷ durchgeführt, tritt zwischen der Popularität der CDU und dem Anstieg der Lebenshaltungskosten eine gemeinsame Schwingung mit einer Periode von etwa 48 Monaten auf, die in den einzelnen Korrelogrammen und Spektren nicht erkennbar war (Fig. 8). Sie entspricht in ihrer Länge dem durchschnittlichen Konjunkturzyklus und der Legislaturperiode in der Bundesrepublik Deutschland. Diese Schwingung erscheint, umgekehrt, auch im Kreuzkorrelogramm zwischen der trendbereinigten SPD-Popularität und dem Anstieg der Lebenshaltungskosten (Fig. 9), was aber auf indirekte Beeinflussung über die Popularität der CDU zurückzuführen sein dürfte. – Aus den Kreuzkorrelogrammen zwischen den trendbereinigten Popularitätsreihen der Parteien und den trendbereinigten Arbeitslosenquoten ist keine weitere Information zu entnehmen.

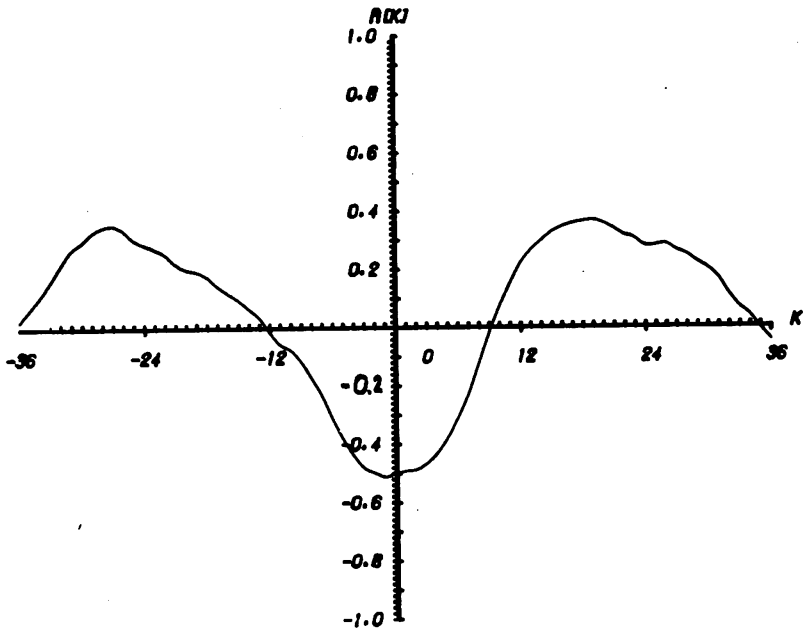
Insgesamt lässt sich feststellen, dass die westdeutschen Daten keinerlei Hinweis auf einen eigenständigen Wahlzyklus geben, wohl aber auf die Abhängigkeit der Popularitätsdaten von den ökonomischen Variablen. Es treten keine regelmässigen Schwingungen in den Popularitätsreihen auf, die nicht im Zusammenhang mit ökonomischen Reihen sind.

Als Ergebnis der Zeitreihenanalyse bleibt damit festzuhalten:

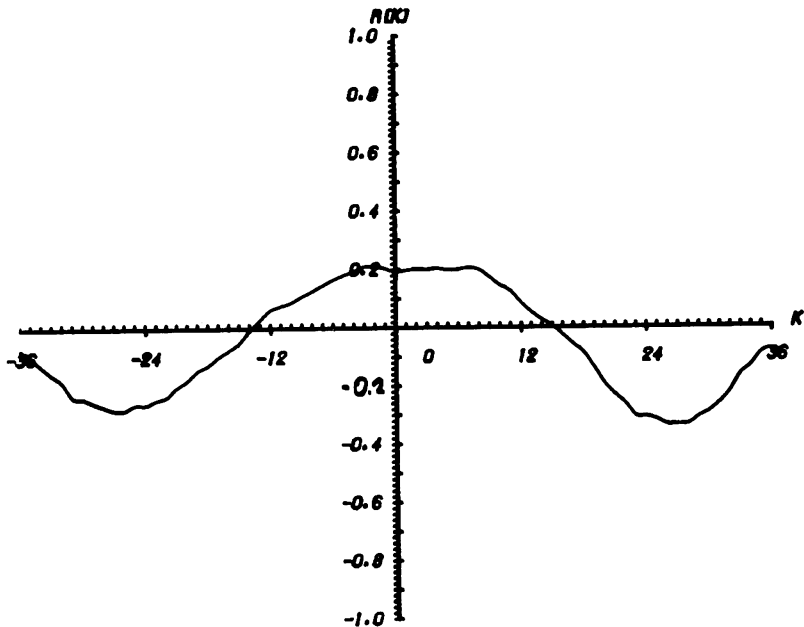
1. Bei den britischen Daten schwingt die Popularität der Regierungspartei in einem etwa fünf Jahre langen Zyklus. Dieser ist sowohl im Korrelogramm und Spektrum der Zeitreihe selbst wie auch im Kreuzkorrelogramm dieser Zeitreihe mit den Arbeitslosenzahlen und, allerdings nur sehr schwach, im Kreuzkorrelogramm dieser Zeitreihe mit den Preissteigerungsraten zu erkennen.
2. Bei den westdeutschen Daten enthält die Popularität der Regierungspartei keinen eigenständigen Zyklus. Auch bei den Arbeitslosenzahlen ist ein solcher Zyklus nicht festzustellen. Lediglich im Kreuzkorrelogramm der Popularität der Regierungspartei mit den Preissteigerungsraten ist ein Zusammenschwingen in einem etwa vierjährigen Zyklus zu erkennen.
3. Die Popularität der Oppositionspartei zeigt weder bei den britischen noch bei den westdeutschen Daten einen regelmässigen Zyklus. Sie ist in erster Linie als autoregressiver Prozess erster Ordnung zu erklären. Während sie aber bei den britischen Daten keinerlei Zusammenschwingen mit den ökonomischen Variablen zeigt, zeigt sie bei den westdeutschen Daten eine, wenn auch schwach ausgeprägte,

²⁷ Siehe Methodische Hinweise (2).

Figur 8
 Bundesrepublik Deutschland
 Kreuzkorrelogramm: CDU (trendbereinigt) – Preissteigerungsraten
 1/1950–10/1966, 202 Beobachtungen, ± 36 Lags



Figur 9
 Bundesrepublik Deutschland
 Kreuzkorrelogramm: SPD (trendbereinigt) – Preissteigerungsraten
 1/1950–10/1966, 202 Beobachtungen, ± 36 Lags



gemeinsame Schwingung mit den Preissteigerungsraten, die indirekt über den Einfluss der Popularität der Regierungspartei auf die Popularität der Oppositionspartei zustande kommen dürfte.

4. Die Popularität der Regierungspartei und die der Oppositionspartei hängen damit bei den deutschen Daten enger zusammen als bei den britischen Daten.

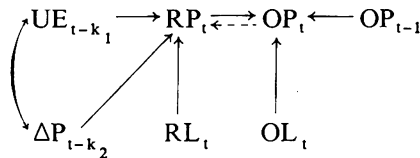
6. Ergebnisse der Regressionsanalyse

6.1 Vorbemerkungen

Entsprechend dem oben konstruierten Modell, den Ergebnissen der Zeitreihenanalyse und dem vorhandenen Datenmaterial gehen wir von folgendem Modell aus:

a) Die Popularität der Regierungspartei wird als abhängig gedacht von der Popularität ihres Parteiführers (RL), den (eventuell verzögerten) ökonomischen Variablen Arbeitslosigkeit (UE) und Preissteigerungen (ΔP) und möglicherweise von der Popularität der Oppositionspartei (OP).

b) Die Popularität der Oppositionspartei wird als abhängig gedacht von der Popularität ihres Parteivorsitzenden (OL), der Popularität der Regierungspartei und dem Wert des Vormonats.



Die Frage, ob die Abhängigkeit zwischen den Popularitätsreihen der Regierungspartei und der Oppositionspartei einseitig oder zweiseitig ist, muss erst geklärt werden. Mit der Abhängigkeit der Regierungspopularität von den zyklischen ökonomischen Variablen und der Annahme der Oppositionspopularität als Realisation eines autoregressiven Prozesses 1. Ordnung wurde der oben festgestellten Asymmetrie entsprochen.

Die von Goodhart und Bhansali vorgeschlagenen Dummy-Variablen für die Euphorie nach einer gewonnenen Wahl (EU), den Trend innerhalb einer Legislaturperiode (ITR), die Rückkehr der Wähler zu ihrer alten Partei vor den Wahlen (BA) und den Trend über den gesamten Zeitraum hinweg (TR) wurden dann in die Schätzgleichungen aufgenommen, wenn sie einerseits selbst signifikant waren und andererseits die t-Werte der übrigen Variablen und/oder das bereinigte R^2 erhöhten.

Gegen dieses Modell sind zumindest folgende Einwände möglich:

1. Das Modell ist unvollständig. Auch die kurzfristigen Schwankungen in der Popularität werden nicht allein durch die ökonomischen Variablen, die Popularität des Parteivorsitzenden und den Störterm determiniert. Daraus ergibt sich im allgemeinen eine Verzerrung der geschätzten Parameter. Auf jeden Fall erwarten wir hierdurch einen Durbin-Watson, der positive Autokorrelation anzeigt. Die dadurch entstehenden Verzerrungen werden soweit möglich durch autoregressive Transformation der Gleichungen vermindert²⁸.

2. Es kann eingewendet werden, das Modell vernachlässige die simultanen Beziehungen zwischen den ökonomischen Variablen und den Popularitätsdaten. Würden solche Beziehungen bestehen, so könnten die Parameter der ökonomischen Variablen in den Popularitätsgleichungen nicht als von Null verschieden angesehen werden, da sie durch den «simultaneous equation bias» verzerrt werden²⁹. Dieser hauptsächlich von Frey und Garbers erhobene Einwand besagt materiell, dass nicht nur die Popularitätsdaten von den ökonomischen Variablen abhängig sind, sondern dass dadurch, dass die Regierung die künftigen Popularitätsdaten antizipiere und ihr Handeln danach einrichte, die ökonomischen Variablen auch von den Popularitätsdaten der gleichen Periode abhängig seien³⁰.

Dies gilt aber nur dann, wenn die Regierung im Zeitpunkt t eine zum Zeitpunkt $t + k$ erfolgende exogene, das heisst nicht über die ökonomischen Variablen laufende Veränderung der Popularität richtig prognostiziert und daraufhin über die ökonomischen Variablen eine Veränderung der Popularität wieder genau zum Zeitpunkt $t + k$ erreicht, die die exogene Störung dämpft oder auffängt. Abgesehen davon, dass die Regierung dies, selbst wenn sie es könnte, nur bei negativen Störungen machen würde, verlangt dies eine Antizipationsleistung und Steuerskapazität der Regierung, die kaum unterstellt werden kann.

Daneben aber gilt, dass eine Regierung nicht permanent versucht, ihre Popularität zu beeinflussen, sondern dass sie dies nur in Verbindung mit Wahlen tut. Simultaneität wäre damit allenfalls für die Zeitpunkte kurz vor und während der Wahl gegeben. Versucht sie aber, in Verbindung mit den Wahlen ihre Popularität relativ kurzfristig anzuheben, so dürfte sie hierzu Massnahmen versuchen, die kurzfristiger Erfolg versprechen, als eine Senkung der Arbeitslosenzahlen oder der Preissteigerungsraten.

Damit dürfte der Einwand entfallen, die Simultaneität zwischen den ökonomischen und den politischen Variablen werde nicht berücksichtigt.

Um die Strukturkonstanz im Modell wenigstens annähernd zu garantieren, wurde nicht über die Regierungswechsel hinweggeschätzt, bei denen die Regierungspartei gewechselt hat. Ausserdem sollten die Perioden lang genug sein, um

²⁸ Zum Verfahren siehe Methodische Hinweise (4).

²⁹ Siehe hierzu *Johnston*, *Econometric Methods*, New York 1963, S. 231 ff.

³⁰ Siehe *Frey/Garbers* (1971), a. a. O., S. 318.

zufällige Korrelationen zwischen den Variablen zu vermeiden. Nach diesen beiden Kriterien ergaben sich als Schätzperioden:

- a) für das Vereinigte Königreich die Zeit der Konservativen Regierung von 1951 bis 1964 mit 150 Beobachtungen;
- b) für die Bundesrepublik Deutschland die Zeit der CDU-Regierung von 1951 bis 1966 mit 190 Beobachtungen.

6.2 Ergebnisse der britischen Daten

Vorweg lassen sich folgende Ergebnisse angeben:

1. Alle Schätzungen mit simultanen Beziehungen zwischen der Popularität der beiden Parteien ergaben nicht signifikante oder falsche Vorzeichen für den Koeffizienten der Oppositionspartei in der Gleichung der Regierungspartei. Im folgenden gehen wir deshalb von einer einseitigen Beziehung aus.

2. Alle Schätzungen mit ökonomischen Variablen in der Gleichung der Oppositionspartei erbrachten nicht signifikante oder falsche Vorzeichen für die Parameter der ökonomischen Variablen. Dies entsprach unseren Erwartungen auf Grund der Asymmetrie der beiden Zeitreihen.

3. Die einzige Dummy-Variable, die nach der autoregressiven Transformation in der Gleichung der Regierungspartei noch signifikant blieb, war die Rückkehr zur alten Partei vor den Wahlen (BA). Da sie aber die Schätzgleichungen nicht verbesserte, wurde auch sie im weiteren ausgelassen.

4. Für die ökonomischen Variablen in der Gleichung der Regierungspartei wurden mehrere Lagstrukturen versucht, wobei sich am besten ein Lag von sechs Monaten für die Arbeitslosigkeit und von zwei Monaten für die Preissteigerungen bewährte. Es scheint, dass es einige Zeit dauert, bis sich Veränderungen in den ökonomischen Variablen über den Prozess der öffentlichen Meinungsbildung in der Popularität niederschlagen. Das erscheint vor allem für die Arbeitslosigkeit plausibel, da wesentlich mehr Wähler auf eine Veränderung der Arbeitslosigkeit reagieren, als von dieser direkt und indirekt betroffen sind.

6.2.1 Die Popularitätsgleichung der Regierungspartei

Da die Hypothese simultaner Beziehungen zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei abgelehnt wurde, können die Gleichungen einzeln untersucht werden. Für die Gleichung der Regierungspartei war es nun das Hauptanliegen, die Normalverteilungshypothese gegen die allgemeine lineare Hypothese zu testen. Hierzu wurden die Werte der ökonomischen Variablen in Werte der Wahrscheinlichkeitsfunktion der Normalverteilung transformiert, wobei als Varianz jeweils die Varianz der empirischen Werte genommen wurde. Als Mittelwert wurde genommen:

- a) der Mittelwert der empirischen Werte (Modell 2, μ_1);
- b) der Mittelwert der empirischen Werte plus einmal der Standardabweichung der empirischen Werte (Modell 3, $\mu_2 = \mu_1 + \sigma$);
- c) der Mittelwert der empirischen Werte plus zweimal der Standardabweichung der empirischen Werte (Modell 4, $\mu_3 = \mu_1 + 2\sigma$).

Das ergab folgende Werte:

Tabelle 2:

**Mittelwerte und Varianzen für die Normalverteilungs-
transformation**

Vereinigtes Königreich

	μ_1	μ_2	μ_3	σ^2
UEQ	1.382	1.729	2.077	0.121
ΔP	3.345	5.624	7.903	5.194

Damit ergaben sich folgende Resultate (siehe Tabelle 3):

1. Der Einfluss des Parteiführers und Regierungschefs auf die Popularität der Regierungspartei ist relativ gering, jedoch hoch signifikant. Seine Popularität muss um über 5% steigen, damit die seiner Partei um 1% steigt.

2. Auf Grund der vorliegenden Schätzergebnisse kann nicht zwischen der linearen und der Normalverteilungshypothese diskriminiert werden. Das lineare Modell hat zwar das höchste $\bar{R}_1^2$ ³², die t-Werte entsprechen aber in etwa denen von Modell 3. Dieses hat unter den Normalverteilungsmodellen zwar das geringste $\bar{R}_1^2$, aber die höchsten t-Werte. Die Erklärungskraft der Gleichungen unter Einbeziehung des autoregressiven Störterms schliesslich ist bei allen Modellen nahezu identisch.

3. Beim linearen Modell fällt die Popularität um etwa 4%, falls die Arbeitslosenquote um 1% steigt, während sie um 0,7% fällt, falls die Preissteigerungsrate um 1% ansteigt. Damit sind in der Zeit von 1951 bis 1964 beide für Veränderungen von etwa 5 bis 7% in der Popularität der Regierungspartei verantwortlich.

4. Figuren 10 und 11 zeigen die Reaktionen der Regierungspopularität auf Veränderungen in den ökonomischen Variablen bei den Modellen mit Normalver-

³¹ Goodhart/Bhansali, a. a. O., S. 70.

³² Siehe Methodische Hinweise (4).

Tabelle 3:**Ergebnisse der Regressionsanalyse**

Vereinigtes Königreich: Regierungspartei, 5/1952 - 10/1964, 150 Beobachtungen

Modell	Koeffizient von				$\bar{R}_1^2$	$\bar{R}_2^2$	D.W.	$\hat{\rho}$	FG	
	1	RL_t	UBQ_{t-6}	ΔP_{t-2}						
1: linear	39.924 (3.291)	0.196 (0.035)	-4.026 (1.586)	-0.681 (0.198)	0.55	0.79	2.30	0.70	148	(1)
2: $N(\mu_1, \sigma^2)$	36.772 (2.452)	0.191 (0.035)	-3.904 (1.964)	-5.118 (1.496)	0.53	0.79	2.30	0.72	148	(2)
3: $N(\mu_2, \sigma^2)$	35.589 (2.138)	0.179 (0.035)	-4.722 (2.344)	-6.882 (1.756)	0.47	0.80	2.41	0.76	148	(3)
4: $N(\mu_3, \sigma^2)$	33.552 (2.023)	0.189 (0.036)	-7.158 (3.711)	-7.607 (2.820)	0.48	0.79	2.43	0.73	148	(4)

teilungsannahme. Danach waren die ökonomischen Variablen für Veränderungen von 3,9% bis 4,4% infolge Veränderungen der Arbeitslosenquoten und von 4,9% bis 7,2% infolge Veränderungen der Preissteigerungsraten verantwortlich. Die maximal möglichen Veränderungen werden durch die Koeffizienten in den Gleichungen (2) bis (4) angegeben. So verliert z. B. nach Modell 2 die Regierung bei einer Arbeitslosenquote von mehr als 3% 4,7% der Stimmen gegenüber einer Arbeitslosenquote von Null. Diese Ergebnisse weichen kaum von denen der linearen Hypothese ab. Da ausserdem die Anstiege der entsprechenden Reaktionskurven nicht sehr unterschiedlich sind, wie aus den beiden Graphiken zu ersehen ist, kann nicht erwartet werden, dass auf Grund dieser Regressionsergebnisse zwischen den beiden Hypothesen diskriminiert werden kann. Es ist aber nicht ausgeschlossen, dass mit anderen Parameterkombinationen für die Normalverteilung andere Ergebnisse erzielt werden können.

6.2.2 Die Popularitätsgleichung der Oppositionspartei

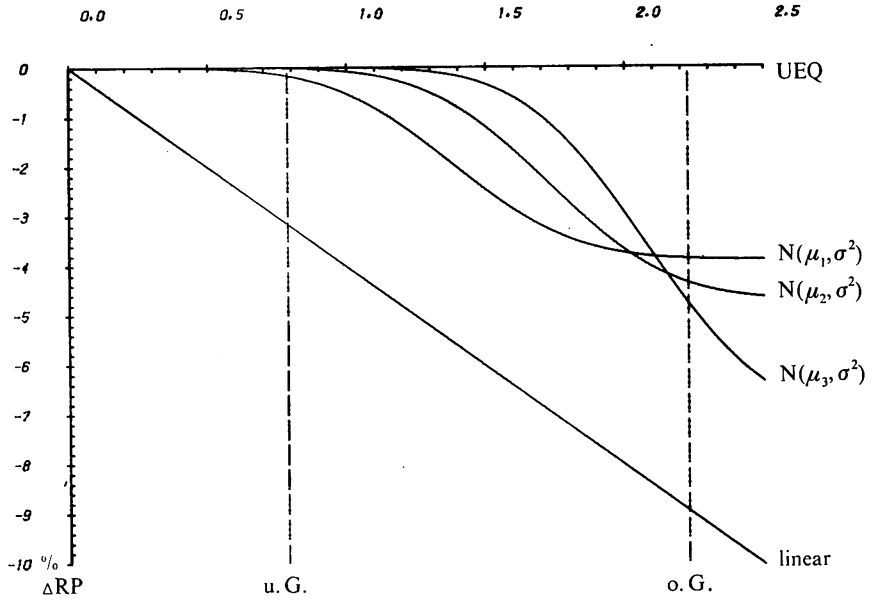
Auch durch die multiple Regressionsanalyse wird die Popularität der Oppositionspartei als weitgehend durch einen autoregressiven Prozess 1. Ordnung erzeugt angesehen. Dem entspricht auch, dass sich die Regressionskoeffizienten für OP_{t-1} kaum von den einfachen Korrelationskoeffizienten zwischen OP_t und OP_{t-1} mit 0.82 bei 150 Beobachtungen (Modell 1) und 0.85 bei 100 Beobachtungen (Modell 2 und 3) unterscheiden.

Daneben ist in der Regel (neben dem Absolutglied) nur die Popularität der Regierungspartei signifikant. Ihr Koeffizient ist jedoch so gering, dass sie um 8 bis 12% steigen muss, damit die Popularität der Oppositionspartei nur um 1% fällt. Da die Regierungspopularität im Untersuchungszeitraum etwa innerhalb 18% schwankte, ist sie für Veränderungen von 1 bis 2% bei der Oppositionspartei verantwortlich.

Reaktionen der Popularität der Regierungspartei in Abhängigkeit von den ökonomischen Variablen

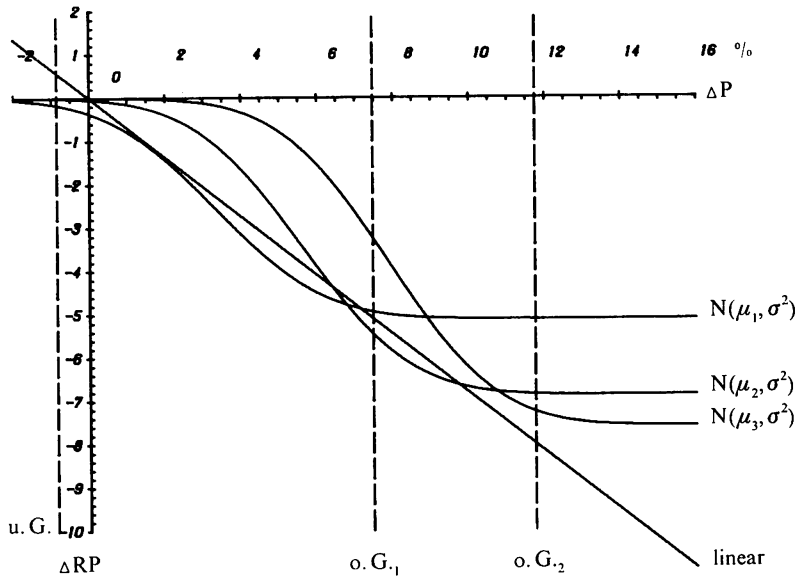
Regierungspartei –
Arbeitslosenquoten

Vereinigtes Königreich
Figur 10



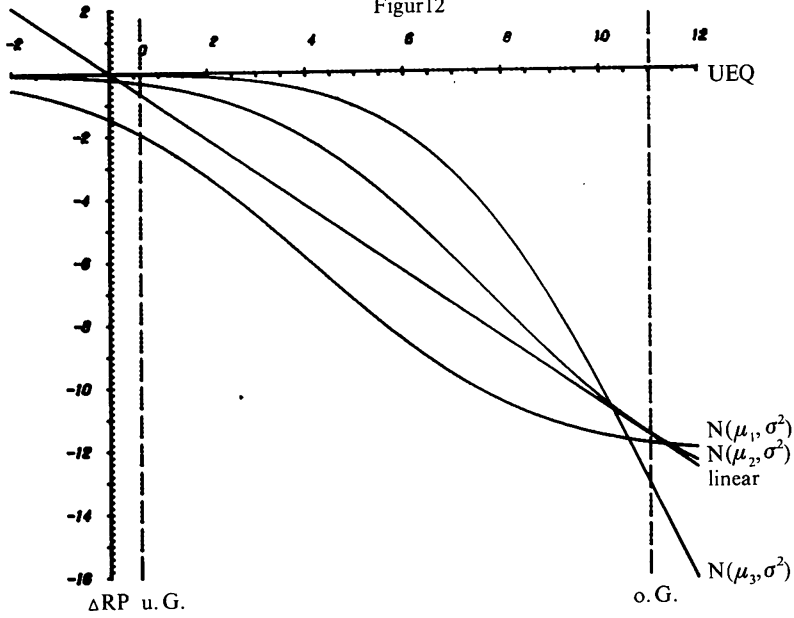
Regierungspartei –
Preissteigerungsraten

Figur 11

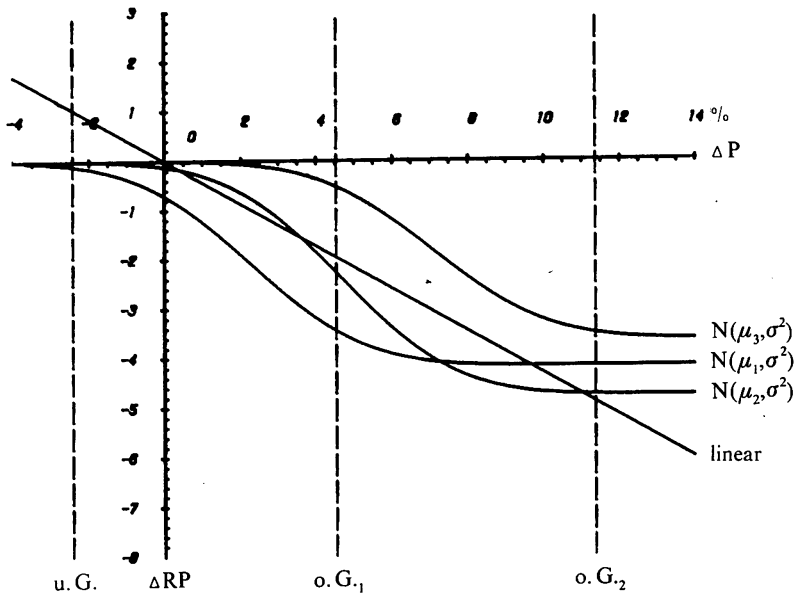


Bundesrepublik Deutschland

Figur 12



Figur 13



- u. G.: unterster gemessener Wert der ökonomischen Variablen
 o. G.: oberster gemessener Wert der ökonomischen Variablen
 o. G.₁: ausschliesslich der während des Koreabooms erreichten Werte
 o. G.₂: einschliesslich der während des Koreabooms erreichten Werte

Es überrascht, dass die Popularität des Oppositionsführers in fast allen Gleichungen nicht signifikant ist. Nur in Modell 3 erbrachte sie ein schwach signifikantes Resultat; dabei muss sie jedoch um 13% steigen, damit die der Oppositionspartei um 1% steigt. Ausserdem musste eine Dummy-Variable (TP) eingeschlossen werden, die in der ersten Legislaturperiode den Wert 1 und in der zweiten den Wert 2 annimmt. Die Tatsache, dass die Variable OL nur bei Einschluss dieser Dummy-Variablen ein signifikantes Ergebnis bringt, deutet darauf hin, dass die hier vorhandene Abhängigkeit nicht zeitunabhängig war und deshalb durch die Regressionsanalyse nicht richtig erfasst wird.

Tabelle 4:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

Vereinigtes Königreich: Oppositionspartei, a) 5/1952 - 10/1964, 150 Beobachtungen
b) 7/1956 - 10/1964, 100 Beobachtungen

Modell	1	Koeffizient von				$\bar{R}^2$	D.W.	FG	
		RP_t	OL_t	OP_{t-1}	TP_t				
1: (a)	12.442 (2.928)	-0.080 (0.036)		0.802 (0.047)		0.69	2.27	149	(5)
2: (b)	12.791 (3.637)	-0.100 (0.047)		0.808 (0.055)		0.73	2.22	99	(6)
3: (b)	17.606 (4.544)	-0.144 (0.052)	0.077 (0.043)	0.711 (0.071)	-1.454 (0.687)	0.73	2.18	99	(7)

6.3 Ergebnisse der westdeutschen Daten

Die westdeutschen Ergebnisse werden, wann immer möglich, in direktem Vergleich mit den britischen Daten referiert. Vorweg lassen sich folgende Ergebnisse zusammenfassen:

1. Wie bei den britischen Daten ergibt sich eine Asymmetrie zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei; sie ist jedoch weniger stark ausgeprägt, was auf eine grössere Abhängigkeit der Oppositionspopularität von der Regierungspopularität zurückzuführen ist. Wieder ergaben die ökonomischen Variablen in der Gleichung der Oppositionspartei durchweg falsche oder nicht signifikante Vorzeichen.
2. Wie bei den britischen Daten gibt es eine einseitige Beziehung von der Popularität der Regierungspartei auf die der Oppositionspartei; bei simultanen Schätzungen sind die Vorzeichen der OP in der Gleichung der RP durchweg negativ, nach autoregressiver Transformation ergeben sich aber t-Werte um -0.5 . Die Abhängigkeit der OP von der RP scheint erheblich stärker zu sein als bei den britischen Daten.
3. Für die ökonomischen Variablen wurde bei der Arbeitslosigkeit wie bei den britischen Daten ein Lag von sechs Monaten unterstellt, für die Preissteigerungen wurde jedoch kein Lag unterstellt.

6.3.1 Die Popularitätsgleichung der Regierungspartei

Auch bei den deutschen Daten wurden neben der linearen Hypothese drei verschiedene Modelle mit Normalverteilungsannahme getestet. Die Parameter wurden wie bei den britischen Daten bestimmt, was folgende Werte ergab:

Tabelle 5:

Mittelwerte und Varianzen für die Normalverteilungstransformation

Bundesrepublik Deutschland

	μ_1	μ_2	μ_3	σ^2
UEQ	4.168	7.739	11.310	12.567
UEQ (TR)	4.031	4.767	5.320	0.415
ΔP	2.293	4.692	7.090	5.753

Vergleicht man die in Tabelle 6 dargestellten Resultate mit den britischen in Tabelle 3, so fallen zuerst die höheren $\bar{R}_1^2$ -Werte, die geringeren Autoregressionsparameter und die Signifikanz der Dummy-Variablen BA und ITR auf. Durch diese Dummy-Variablen verliert die Regierungspartei im Laufe einer Legislaturperiode etwa 5% der Stimmen, die sie aber im Wahlkampf wieder zurückerhält. Die Normalverteilungshypothese schneidet etwas besser ab als die lineare Hypothese: Modell 3 (μ_2, σ^2) hat nicht nur das höchste $\bar{R}_1^2$, sondern auch die höchsten t-Werte für die ökonomischen Variablen.

Die Modelle zeigen, wie aus Figur 12 ersichtlich wird, ein relativ starkes Reagieren auf sehr starke Veränderungen in den Arbeitslosenquoten: Dies ergibt Veränderungen bis zu 13% in der Popularität der CDU. Dagegen zeigen die Reaktionen auf Veränderungen der Preissteigerungsraten Ergebnisse mit Veränderungen bis zu 8% in der Regierungspopularität, die den britischen Ergebnissen vergleichbar sind (Fig. 13).

Nun hat die CDU in den fünfziger Jahren eine Reihe kleinerer Parteien aufgesogen. Wenn man annimmt, dass dieser Zuwachs exogen war, muss mit der Reihe der CDU eine Trendbereinigung vorgenommen werden. Nach der Trendbereinigung ergeben sich für die Arbeitslosigkeit wesentlich geringere, weniger signifikante Werte³³. Jetzt wird die lineare Trendvariable über den gesamten Beobachtungs-

³³ Siehe Methodische Hinweise (2).

Tabelle 6:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

Bundesrepublik Deutschland: Regierungspartei, 1/1951 - 10/1966, 190 Beobachtungen

Modelle ohne Trendbereinigung

Modell	I	RL _t	Koeffizient von		BA _t	ITR _t	$\bar{R}_1^2$	$\bar{R}_2^2$	D.W.	β	FG	
			UEQ _{t-6}	ΔP_t								
1a: linear	44.277 (1.027)	0.173 (0.026)	-1.076 (0.122)	-0.352 (0.171)			0.77	0.85	2.16	0.58	188	(8)
1b: linear	46.513 (1.130)	0.171 (0.024)	-1.053 (0.100)	-0.430 (0.151)	0.798 (0.253)	-0.101 (0.028)	0.80	0.86	2.09	0.50	188	(9)
2a: N(u ₁ , σ^2)	45.930 (1.548)	0.182 (0.027)	-12.142 (1.582)	-2.724 (1.738)			0.74	0.84	2.20	0.62	188	(10)
2b: N(u ₁ , σ^2)	49.003 (1.596)	0.182 (0.025)	-12.191 (1.244)	-4.164 (1.548)	0.887 (0.267)	-0.111 (0.030)	0.79	0.85	2.11	0.53	188	(11)
3a: N(u ₂ , σ^2)	43.215 (0.842)	0.167 (0.025)	-14.023 (1.381)	-3.536 (1.694)			0.80	0.86	2.11	0.53	188	(12)
3b: N(u ₂ , σ^2)	45.678 (0.936)	0.162 (0.022)	-13.531 (1.067)	-4.762 (1.445)	0.848 (0.221)	-0.104 (0.023)	0.84	0.87	2.02	0.41	188	(13)
4a: N(u ₃ , σ^2)	42.213 (0.664)	0.150 (0.024)	-28.905 (3.038)	-3.085 (2.148)			0.81	0.86	2.11	0.51	188	(14)
4b: N(u ₃ , σ^2)	44.036 (0.799)	0.147 (0.022)	-27.688 (2.556)	-3.636 (1.889)	0.732 (0.225)	-0.087 (0.024)	0.83	0.87	2.04	0.43	188	(15)

Tabelle 7:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

Bundesrepublik Deutschland: Regierungspartei, 1/1951 - 10/1966, 190 Beobachtungen

Modelle mit Trendbereinigung

Modell	I	RL _t	Koeffizient von		BA _t	ITR _t	TR _t	$\bar{R}_1^2$	$\bar{R}_2^2$	D.W.	β	FG	
			UEQ _{t-6}	ΔP_t									
1: (Tr1) linear	49.477 (3.144)	0.145 (0.023)	-0.784 (0.276)	-0.244 (0.132)	0.771 (0.224)	-0.095 (0.024)	-0.053 (0.018)	0.58	0.66	2.03	0.42	188	(16)
2: (Tr1) N(u ₂ , σ^2)	46.859 (1.984)	0.143 (0.022)	-7.635 (2.414)	-2.452 (1.431)	0.786 (0.218)	-0.094 (0.023)	-0.041 (0.012)	0.60	0.67	2.02	0.40	188	(17)
3: (Tr2) linear	43.630 (2.687)	0.159 (0.023)	-0.665 (0.542)	-0.303 (0.150)	0.739 (0.239)	-0.091 (0.027)		0.55	0.65	2.07	0.46	188	(18)
4: (Tr2) linear	44.492 (2.743)	0.161 (0.023)	-0.725 (0.532)	-0.298 (0.149)	0.764 (0.237)	-0.095 (0.026)	-0.006 (0.006)	0.56	0.65	2.05	0.45	188	(19)
5: (Tr2) N(u ₂ , σ^2)	41.657 (1.188)	0.154 (0.023)	-1.844 (1.403)	-3.627 (1.605)	0.784 (0.241)	-0.096 (0.027)		0.55	0.65	2.06	0.46	188	(20)
6: (Tr2) N(u ₂ , σ^2)	42.913 (1.382)	0.154 (0.023)	-2.305 (1.369)	-4.035 (1.574)	0.838 (0.236)	-0.104 (0.026)	-0.009 (0.006)	0.57	0.66	2.04	0.44	188	(21)

zeitraum (TR) signifikant; sie bewirkt ein Zurückgehen der CDU um insgesamt 8%. Da dieser Trend nicht aus sich selbst heraus erklärt werden kann, er aber vor der Trendbereinigung der CDU nicht signifikant war, ist anzunehmen, dass auch die zweite Variable in dieser Gleichung, die einen Trend enthält, die Arbeitslosenquote, trendbereinigt werden muss.

Dem entspricht die Annahme, dass die Wählerschaft den jeweiligen mittleren Zustand in bezug auf die Arbeitslosigkeit als «normal» ansah und nur Abweichungen von diesem bewertete. Bei den entsprechenden Modellen (3 bis 6) werden die Koeffizienten der Arbeitslosenquoten sehr gering und (mit Ausnahme von Modell 6) nicht mehr signifikant. Das aber deutet darauf hin, dass es nicht möglich ist, mit Hilfe dieser Modelle zu erforschen, wie weit die Wählerschaft den Abbau der nachkriegsbedingten Arbeitslosigkeit als Selbstverständlichkeit annahm und wie weit sie ihn der Regierungspartei positiv anrechnete. – Die jetzt noch im Modell verbleibende Trendkomponente bedingt einen Rückgang der Regierungspopularität um insgesamt 2%. Dies dürfte der soziostrukturellen Umschichtung der westdeutschen Wählerschaft entsprechen, die von der soziologischen Wählerforschung für die Bundesrepublik Deutschland festgestellt wurde³⁴.

Der Einfluss der Popularität des Bundeskanzlers ist durchweg hoch signifikant, aber relativ schwach: Seine Popularität muss um 5 bis 7% steigen, damit die seiner Partei um 1% steigt. Das entspricht in etwa den britischen Verhältnissen.

6.3.2 Die Popularitätsgleichung der Oppositionspartei

Die Popularität der Oppositionspartei hängt wieder weitgehend von ihrem Wert im Vormonat ab (autoregressiver Prozess 1. Ordnung). Allerdings ist der Wert des entsprechenden Koeffizienten erheblich geringer als bei den britischen Daten. Dafür ist jedoch der Koeffizient für die Regierungspartei erheblich stärker.

Eine sehr starke Trendkomponente lässt die Popularität der SPD im Beobachtungszeitraum um über 11% anwachsen. Bereinigt man sie nun um diesen Trend und nimmt als unabhängige Variable die trendbereinigte Regierungspopularität (Modelle 2 bis 4), so verstärkt sich der Einfluss der Regierungspopularität, während der des Autoregressionsparameters weiter zurückgeht. Bei Hinzunahme von Dummy-Variablen, die allerdings den Erklärungswert der Gleichung kaum erhöhen, geht der Wert des Autoregressionsparameters noch weiter zurück.

Als Ergebnis der Regressionsanalyse bleibt damit festzuhalten:

1. Sowohl bei den britischen, wie auch bei den deutschen Daten kann ein grosser Teil der Varianz der Popularität der Regierungspartei durch die ökonomischen Variablen erklärt werden. Bei den britischen Daten können Veränderungen in der

³⁴ Siehe *Liepert/Mitscherlich*, Thesen zur Wählerfluktuation, Veröffentlichung des Instituts für angewandte Sozialwissenschaft, Band 6, Frankfurt 1968. – Zur Problematik der Interpretation der deutschen Ergebnisse siehe auch *Methodische Hinweise* (1).

Tabelle 8:**Ergebnisse der Regressionsanalyse**

Bundesrepublik Deutschland: Oppositionspartei, 1/1951 - 10/1966, 190 Beobachtungen
Modelle mit und ohne Trendbereinigung

Modell	I	RP _t	Koeffizient von OP _{t-1}	BA _t	EU _t	ITR _t	TR _t	$\bar{R}^2$	D.W.	FG	
1:	26.838 (2.615)	-0.276 (0.034)	0.465 (0.053)				0.058 (0.006)	0.85	1.85	189	(22)
2: (Tr)	38.360 (3.248)	-0.401 (0.042)	0.430 (0.051)					0.66	1.79	189	(23)
3: (Tr)	39.801 (3.198)	-0.389 (0.040)	0.363 (0.054)	-0.492 (0.125)		0.034 (0.013)		0.68	1.78	189	(24)
4: (Tr)	41.094 (3.187)	-0.385 (0.040)	0.333 (0.055)	-0.474 (0.124)	-0.719 (0.275)	0.025 (0.013)		0.69	1.78	189	(25)

Popularität der Regierungspartei in einer Bandbreite von bis zu 5% durch die Arbeitslosigkeit und bis zu 8% durch die Preissteigerungsraten erklärt werden, während dies bei den deutschen Daten bis zu 12% durch die Arbeitslosigkeit und bis zu 5% durch die Preissteigerungsraten möglich ist. Die deutschen Ergebnisse in bezug auf die Arbeitslosigkeit sind jedoch problematisch.

2. Die Wirkung zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei ist jeweils einseitig: Die Popularität der Regierungspartei wirkt auf die der Oppositionspartei, während ein umgekehrter Einfluss nicht erkennbar ist. Dabei ist der Einfluss bei den deutschen Daten erheblich stärker als bei den britischen Daten.

3. Auf Grund der vorliegenden Schätzergebnisse kann zwischen der linearen Hypothese und der Normalverteilungshypothese nicht unterschieden werden. Nur bei den deutschen Daten ergibt sich ein etwas besseres Resultat für die Normalverteilungshypothese als für die lineare Hypothese.

4. Ein direkter Einfluss der ökonomischen Daten auf die Popularität der Oppositionspartei konnte in keinem Fall nachgewiesen werden. Diese ist hingegen weitgehend durch einen autoregressiven Prozess 1. Ordnung bestimmt. Der Wert des Autoregressionsparameters liegt dabei bei den britischen Daten erheblich höher als bei den deutschen Daten.

7. Methodische Hinweise

1. Daten

Die Daten für das Vereinigte Königreich sind mit Ausnahme der Arbeitslosenquoten die ursprünglich von Goodhart und Bhansali verwendeten Daten³⁵. Der

³⁵ Goodhart/Bhansali, a. a. O., S. 47 ff, S. 58.

Verfasser erhielt sie vom Institut für angewandte Wirtschaftsforschung der Universität Basel. Für die Arbeitslosenquoten wurden die von Goodhart und Bhansali verwendeten saisonbereinigten Arbeitslosenzahlen durch die gesamte Arbeitsbevölkerung dividiert, wobei die fehlenden Zahlen der Arbeitsbevölkerung durch lineare Interpolation gewonnen wurden (Quelle: Annual Abstract of Statistics). Für die Bundesrepublik Deutschland wurden die auch von Frey und Garbers verwendeten Umfragen des Institutes für Demoskopie in Allensbach verwendet, die der Verfasser ebenfalls aus Basel erhielt³⁶. Die saisonbereinigten Zahlen der Arbeitslosen stammen vom Institut für Arbeitsmarktforschung, die Arbeitslosenquoten aus den Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeitsvermittlung und Arbeitslosenversicherung in Nürnberg und die Preisindices für die Lebenshaltung aus der Fachserie M, Reihe 6 des Statistischen Bundesamtes. Die Arbeitslosenquoten wurden mit gleitenden Mittelwerten saisonbereinigt. Während die Arbeitslosenzahlen sehr genau sind, sind die Arbeitslosenquoten fehlerhaft, da die Beschäftigtenstatistik, auf die sie bezogen sind, für den Untersuchungszeitraum erhebliche Fehler aufweist³⁷. Auch von daher ist Vorsicht bei der Interpretation der Resultate geboten.

2. Trendbereinigung

Die CDU-Popularität und die Arbeitslosenquoten der Bundesrepublik Deutschland wurden mit folgendem Modell trendbereinigt:

$$y = a + \frac{b}{x+c},$$

wobei die Konstante c mit Hilfe eines Iterationsverfahrens so variiert wurde, dass das R^2 maximiert wurde. Die SPD-Popularität wurde mit einem linearen Trend bereinigt.

3. Zur Schätzung der Spektren

Die Schätzung der Spektren wurde mit den von Granger vorgeschlagenen Schätzungsfunktionen mit den Tukey-Hanning-Gewichten vorgenommen³⁸, wobei anstelle der Autokovarianzfunktion und des Power-Spektrums die Autokorrelationsfunktion und die Spektraldichte geschätzt wurden.

³⁶ Frey/Garbers (1972), a. a. O., S. 285 f.

³⁷ Karr, Die G-Kartei als statistisches Instrument in der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 3 (1970), S. 88.

³⁸ Granger/Hatanaka, Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton 1964, S. 59 f., S. 101 f.

4. Zum Regressionsverfahren

Als Schätzverfahren für die Regressionsgleichungen wurde die Cochrane-Orcutt-Methode verwendet³⁹. Die Iteration wurde dann abgebrochen, wenn aufeinanderfolgende Werte des geschätzten Autoregressionsparameters der Residuen $\hat{\rho}$ um weniger als 0.000 1 differierten. Dabei wurde zwischen $\bar{R}_1^2$ und $\bar{R}_2^2$ folgendermassen unterschieden: Da wir zwei verschiedene Störterme schätzen, $\hat{u}$ und $\hat{\varepsilon}$, für die gilt:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{u}_t - \hat{\rho} \hat{u}_{t-1},$$

definieren wir:

$$\bar{R}_1^2 = 1 - \frac{s_{\hat{u}\hat{u}}}{s_{yy}} \cdot \frac{T}{T-K}$$

$$\bar{R}_2^2 = 1 - \frac{s_{\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}}}{s_{yy}} \cdot \frac{T}{T-K} \quad 40.$$

Die Gleichungen, in denen endogene verzögerte Variable waren, wurden OLS geschätzt.

5. Programmierung

Die Programme wurden in ALGOL 60 geschrieben und auf den Computern Telefunken TR 4 und TR 86 des Rechenzentrums der Universität Konstanz gerechnet.

³⁹ Siehe *Cochrane/Orcutt*, Application of Least Squares Regression to Relationships containing Autocorrelated Error Terms, *Journal of the American Statistical Association* 44 (1949), S. 53f. – Siehe auch *Sagan*, Wages and Prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology, in: Hart/Mills/Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London 1964, S. 29f.

⁴⁰ Zur Bedeutung der einzelnen Grössen siehe *Schönfeld*, *Methoden der Ökonometrie*, Band I, Berlin 1969, S. 72.

Zusammenfassung

Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien

Ziel dieser Arbeit ist es, die bisherigen Ansätze zum Einfluss ökonomischer Variabler auf die Popularität der Regierungs- wie der Oppositionspartei aufzuarbeiten und neue Ergebnisse vorzulegen.

Hierzu wurde ein Modell des individuellen Wählerverhaltens konstruiert, aus dem sich Hypothesen über die Popularitätsfunktionen ableiten lassen. Anhand dieses Modells wurden die bisher vorgelegten Ansätze kritisiert und weitgehend zurückgewiesen.

Durch empirische Analysen mit Hilfe der Spektral- und der Regressionsanalyse konnten sowohl für das Vereinigte Königreich von 1951 bis 1964 wie für die Bundesrepublik Deutschland von 1951 bis 1966 signifikante Einflüsse der Arbeitslosigkeit und der Preissteigerungsraten auf die Popularität der Regierungspartei aufgezeigt werden, während die Popularität der Oppositionspartei sich als weitgehend unabhängig von diesen ökonomischen Variablen ergab.

Résumé

Recherches économétriques concernant l'influence de la situation économique sur la popularité des partis

Ce travail a pour objectif de revoir les anciens taux d'appréciation quant à l'influence de variables économiques sur la popularité du parti gouvernemental ainsi que du parti de l'opposition et de présenter de nouveaux résultats.

A cet effet, on a construit un modèle de l'attitude électorale individuelle, dont on peut déduire des hypothèses sur les fonctions de popularité. Les anciens taux d'appréciation examinés d'une manière critique d'après ce modèle ont été rejetés dans une large mesure.

A l'aide d'analyses spectrales et régressives, il a été possible de faire ressortir l'influence du chômage et de la hausse des prix sur la popularité du parti gouvernemental, cela aussi bien pour le Royaume-Uni de 1951 à 1964 que pour la République fédérale d'Allemagne de 1951 à 1966. Au contraire, la popularité du parti de l'opposition semble être restée largement indépendante de ces variables économiques.

Summary

Econometric analysis of the influence of the economic situation on the popularity of political parties

This paper reviews and criticises previous statements concerning the influence of economic variables on the popularity of both, governing and opposition parties, as well as presents new results.

For this purpose a model of individual voter behaviour has been constructed. Hypothesis concerning popularity functions can be derived from the model.

Spectral- and Regressionanalysis indicated for the United Kingdom from 1951 to 1964 and the Federal Republic of Germany from 1951 to 1966 a significant impact of unemployment and inflation rates on the popularity of the governing party, while the popularity of the opposition party was little affected by those same variables.