

Kirchgässner, Gebhard

**Working Paper**

## Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien

Diskussionsbeiträge, No. 44

**Provided in Cooperation with:**

Department of Economics, University of Konstanz

*Suggested Citation:* Kirchgässner, Gebhard (1974) : Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien, Diskussionsbeiträge, No. 44, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/78137>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

FACHBEREICH WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN  
UNIVERSITÄT KONSTANZ

44

Ökonometrische Untersuchungen  
des Einflusses der Wirtschafts-  
lage auf die Popularität der  
Parteien

Gebhard Kirchgäßner

DISKUSSIONSBEITRÄGE

D-775 Konstanz  
Postfach 733

44

Ökonometrische Untersuchungen  
des Einflusses der Wirtschafts-  
lage auf die Popularität der  
Parteien

Gebhard Kirchgäßner

Februar 1974

Diskussionsbeiträge  
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften  
der Universität Konstanz

Nr. 44

C 86229

A 9 1191 79  
Wirtschaftswissenschaften  
Kiel

Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschafts-  
lage auf die Popularität der Parteien

<u>Gliederung</u>	S.
1. Einleitung	1
2. Die bisherigen Untersuchungen	2
3. Das Modell	6
3.1 Vorbemerkungen	6
3.2 Das Modell des individuellen Wählerverhaltens	7
3.3 Das Modell des kollektiven Wählerverhaltens	8
3.4 Zur Frage des rationalen Verhaltens	11
4. Kritik der bisherigen Arbeiten	13
4.1 Goodhart und Bhansali	13
4.2 Frey und Garbers	14
4.3 Miller und Mackie	15
5. Ergebnisse der Zeitreihenanalyse	18
5.1 Korrelogramme und Spektren der britischen Daten	19
5.2 Korrelogramme und Spektren der westdeutschen Daten	23
5.3 Kreuzkorrelogramme der britischen Daten	23
5.4 Kreuzkorrelogramme der westdeutschen Daten	30
6. Ergebnisse der Regressionsanalyse	35
6.1 Vorbemerkungen	35
6.2 Ergebnisse der britischen Daten	38
6.3 Ergebnisse der westdeutschen Daten	44
7. Zusammenfassung	50
8. Methodische Hinweise	51
9. Anmerkungen	53

---

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. An Hand dieses Modells sollen die bisher vorliegenden Arbeiten kritisiert werden.

Anschließend sollen die Hypothesen dieses Modells getestet werden. Dies geschieht mit Hilfe der Spektral- und der Regressionsanalyse. Als empirische Basis dienen hierzu die Gallup Umfragen für das Vereinigte Königreich und die Allensbach Umfragen für die Bundesrepublik Deutschland; als ökonomische Variable gehen die Arbeitslosigkeit und die Steigerung der Lebenshaltungskosten in die Analyse ein.<sup>1)</sup>

## 2. Die bisherigen Untersuchungen

Die Schätzung von Popularitätsfunktionen begann mit der Arbeit von Goodhart und Bhansali (1970)<sup>1)</sup>. Mit Hilfe der Korrelogramm- und Spektralanalyse untersuchten sie die Zeitreihen der beiden Parteien, der beiden Parteiführer und des Vorsprungs der Regierungspartei von Gallup (1960-1968) und von National Opinion (1961-1968). Dabei kamen sie zu folgendem Schluß: "The application of Spectral methods of analysis has thus confirmed that the process underlying the generation of the political popularity series, for both leaders and parties, of the two Opinion Polls may well be autoregressive of the form  $X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t$  where  $\rho$  is a constant, which could be determined by the regression of  $X_t$  on  $X_{t-1}$ . It has been shown that there may not be major regular cycles in these political popularity series, and that contrary to popular belief there may not be any consistent 'Seasonal' patterns."<sup>2)</sup>

Daneben konstruieren die beiden Autoren ein Regressionsmodell, für das unterstellt wird, 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 Wahlzyklus<sup>3)</sup>. Der Wahlzyklus wurde nicht begründet, erschien aber allgemein signifikant und ziemlich konsistent.<sup>4)</sup> 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 inflation.'  
5)

Die erste Stellungnahme zu diesem Artikel erfolgte von Frey und Garbers (1971) <sup>6)</sup>. 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 werden, sie seien Realisationen eines schwach stationären Prozesses, würden die Popularitätsdaten in der Regressionsanalyse aus typisch nichtstationären Variablen abgeleitet. Nun zeige 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  $t + x$  und damit auf die Popularität zum Zeitpunkt  $t + x + n$  wirkt, schließen Frey und Garbers nicht 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) <sup>7)</sup> schwächen die beiden Autoren ihre Hypothese, "ökonomische Variable beeinflussen die Popularität einer Regierungspartei allenfalls im Sinne un-

korrelierter 'random shocks' " 8), in-sofern ab, als sie die Hypothese von Reaktionsschwellen aufstellen: "Die Öffentlichkeit entzieht einer Regierung erst dann ihre Unterstützung wenn ökonomische Variable gewisse Schwellenwerte überschreiten " 9). Im übrigen versuchen die beiden Autoren dann, die Reaktionsschwellen empirisch zu bestimmen. Da die entsprechende Regression 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) 10). 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 numbers. This explanation also accounts for a rise in abstention and a drop in government support at by-elections." 11)

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 support 12). In ihrem spektralanalytischen Teil kommen die beiden Autoren zu dem Ergebnis, daß die Arbeitslosenzahlen und die Popularitätsreihe der Regierungspartei eine Fünf-Jahres-Schwung aufweisen, und daß die Entflechtung der Kovarianz zwischen beiden Reihen zeigt: "The frequency band centered on 60 months accounts for 41 % of the covariance by itself, with the adjacent bands it accounts for 88 percent of the covariance." 13) Diese gemeinsame Schwingung interpretieren die beiden Autoren folgendermaßen: "... that the variation in both series arise not from a direct link but from a com



mon 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-election."<sup>14)</sup>

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-Monatsschwingung 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) 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 "Stammwähler" und "Wechselwählern" zu unterscheiden. <sup>1)</sup> 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 diejenigen, 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 Wählerverhaltens.<sup>2)</sup> Jeder Wähler hat im  $n$ -dimensionalen politischen Raum  $R^n$  eine optimale Position, jede Partei hat in ihm eine tatsächliche Position. Jeder 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 ökonomische 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 Arrow'schen 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. Dabei sind zwei Hypothesen möglich:

- 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 der Sprungstellen zwischen Regierungspartei und Indifferenz (bzw. Indifferenz und Oppositionspartei) spezifiziert, weshalb über diese Verteilung hier Annahmen gemacht werden müssen.

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) Goodhart 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. Es 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

Preissteigerungsrate keinen Einfluß mehr auf die Popularität ausübt. Die Normalverteilungshypothese erscheint somit nicht nur auf Grund der großen Zahl der Wählerschaft als die einzige, für die a priori argumentiert werden kann.

### 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 bestritten." <sup>3)</sup>

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 an Hand der Aufsätze von Kramer und Stigler diskutiert wurde. Trotzdem erscheint die Auffassung von Okun plausibel: "Thus, it's generally a good idea to leave the current management power if the results are satisfactory and to give the other party a chance to improve matters if they are not going well")

Was den Informationsstand betrifft, so gilt, daß der Wähler nicht über die gesamte Ökonomie 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 erreichen, erscheint die Annahme, daß die Wähler, die bereit sind ihre Wahlentscheidung von den Werten ökonomischer Variablen 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 100 (96) Beobachtungen und 20 Lags. Zur Erfassung der relevanten Fünf-Jahresschwingung 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 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 Konjunktivvariable 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 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 Abweichung von ihrer eigenen Position nicht in Abhängigkeit davon, ob die regierende Partei die Conservative oder die Labour Partei 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 den Regressionsansatz. Diese Begründung ist aber nach den obigen Ausführungen nicht mehr aufrechtzuerhalten.

Andererseits ist die von ihnen aufgestellte Reaktionsschwelenhypothese, wie aus dem obigen Modell hervorgeht, auch

hängig davon konstruierbar. Wir werden unten versuchen, diese Hypothese an Hand 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 den 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 Variablen. Damit werden auch die Werte des  $R^2$  verzerrt. Es ist deshalb kaum möglich, die Einflüsse einzelner Variablen mit Hilfe dieses Verfahrens zu ermitteln.
2. Die beiden Autoren scheinen einem Zirkelschluß zu unterliegen. Aus dem vorliegenden Datenmaterial konstruieren sie die electoral cycle 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 electoral cycle weitgehend eine Widerspiegelung des economic cycle ist. Unter dieser Annahme aber kann mit dem oben angegebenen Verfahren nicht zwischen

- den beiden Hypothesen diskriminiert werden.
3. Außerdem lassen sich eine Reihe empirischer Argumente anführen, die für den Wahlzyklus negative Evidenz ergeben. Die beiden Autoren stellen eine gemeinsame Schwingung der Popularität mit der Arbeitslosigkeit in einem Fünf Jahres Zyklus fest; der durchschnittliche Abstand von Wahl zu Wahl war aber nur etwa 4 Jahre. Die Autoren müßten 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 durchweg sehr niedrig), war die Periode der Labour Regierung von 1964 bis 1966. Genau in dieser Zeit läßt sich aber ein economic cycle nicht aufzeigen.
  4. Trotzdem aber erstaunen die relativ niederen Werte des  $R^2$  in den Gleichungen des economic performance Modells. Die Tatsache, daß Goodhart und Bhansali weit höhere Werte des  $R^2$  erreicht haben, deutet nun darauf hin, daß die Gleichungen von Mackie und Miller falsch spezifiziert sind. Neben der Unvollständigkeit der Gleichungen sind hier 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 z.B. 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 der Vollbeschäftigung reagieren. Zum zweiten unterstellen die beiden Autoren, daß der Einfluß der ökonomischen Variablen gleich geblieben ist; es ist aber zu vermuten, daß es einerseits Phasen der Sensibilisierung gibt, in denen bestimmte ökonomische Variable

erst zum Gegenstand öffentlicher Diskussion werden, wodurch ihr Einfluß auf die Popularität der Regierung sich verstärkt oder überhaupt erst entsteht, und daß es Gewöhnungseffekte gibt, wodurch sich der Einfluß dieser Variablen oder zumindest ihres Niveaus wieder abschwächt.

Damit aber kann gesagt werden, daß der Wahlzyklus bei Miller und Mackie nicht nur ohne theoretische Begründung bleibt, sondern daß ihre Arbeit auch keine Evidenz für diesen und keine Evidenz gegen die economic performance Hypothese liefert.

Im folgenden kommt es darauf an, mit Hilfe der Spektral- 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 Korrelogramme, Spektren und Kreuzkorrelogramme geschätzt. 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 von Lags sehr unzuverlässig.<sup>1)</sup> Um aber die relevanten Frequenzbänder zu beobachten, müssen die Spektren für das Vereinigte Königreich mit mindestens 60 und für die Bundesrepublik Deutschland mit mindestens 48 Lags geschätzt werden. Das ist im Verhältnis zur jeweils vorhandenen Zahl 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. Wenn unterstellt wird, daß sowohl die Arbeitslosigkeit wie auch die Preissteigerungen auf die Popularität der Regierungspartei einwirken, unterschätzen die einfachen Korrelationskoeffizienten die Stärke des tatsächlichen linearen Zusammenhangs teilweise ganz erheblich, wie sich aus Tabelle 1 ergibt. Daher sind verlässliche Resultate nur von der partiellen Kreuzspektralanalyse zu erwarten.

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:

UK: Konservative Regierung, 11/1951 - 10/1964, n = 156

BRD: CDU Regierung, 1/1950 - 10/1966, n = 202

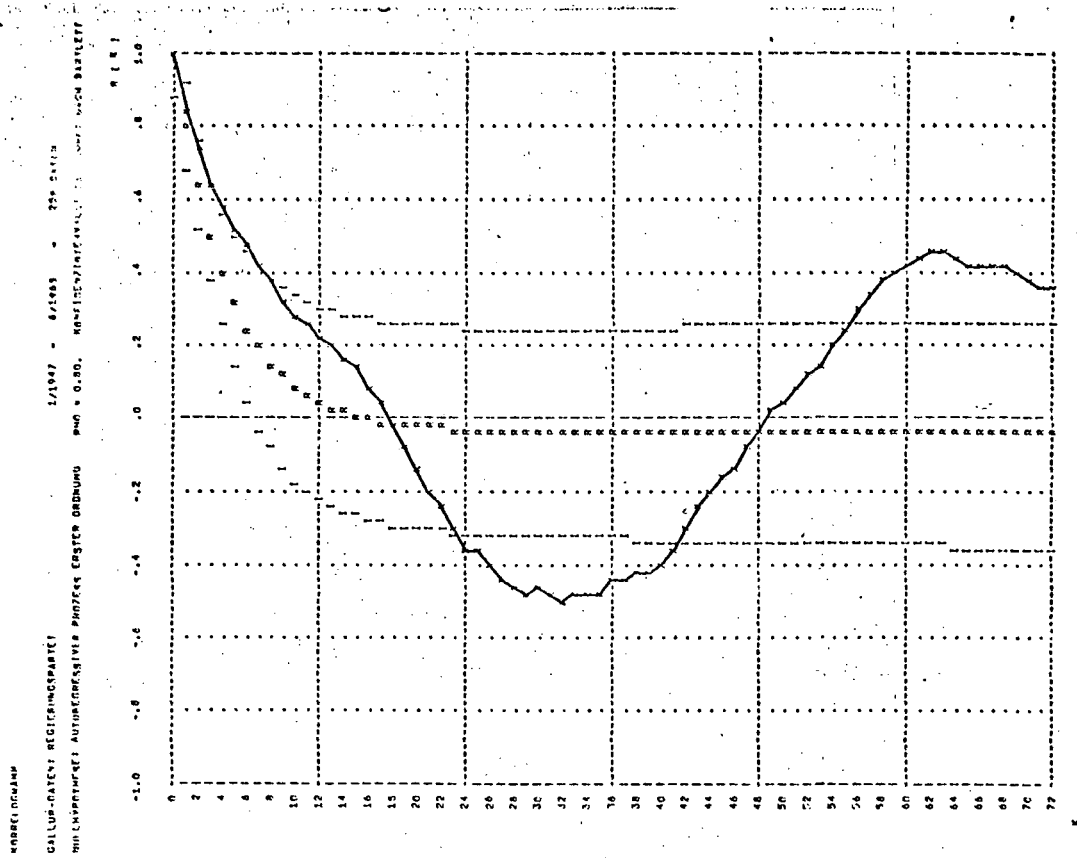
### 5.1 Korrelogramme und Spektren der britischen Daten

Die oben postulierte Asymmetrie zwischen der Popularität der Regierungspartei und der der Oppositionspartei schlägt sich in den Korrelogrammen und Spektren der beiden Reihen voll nieder. Während das Korrelogramm der Regierungspartei (Fig. 1a) eine deutliche Schwingung von etwa 60 Monaten aufzeigt, scheint das der Oppositionspartei (Fig. 2a) auf einen autoregressiven Prozeß 1. Ordnung zu deuten. Dementsprechend zeigt auch das Spektrum der Regierungspartei (Fig. 1b) eine deutliche Spitze bei einer Schwingung von 5 Jahren, während das Spektrum der Oppositionspartei (Fig. 2b) "the typical spectral shape of an economic variable"<sup>2)</sup> aufweist. Unabhängig davon, welche Erklärung für diesen Zyklus verantwortlich gemacht wird, kann dieser in jedem Fall nur für die Oppositionspartei postuliert werden. Die Reihen Government Lead und Prime Minister zeigen in etwa das gleiche Bild wie die Reihe der Regierungspartei.

Figur 1a:

UK: Korrelogramm der Regierungspartei

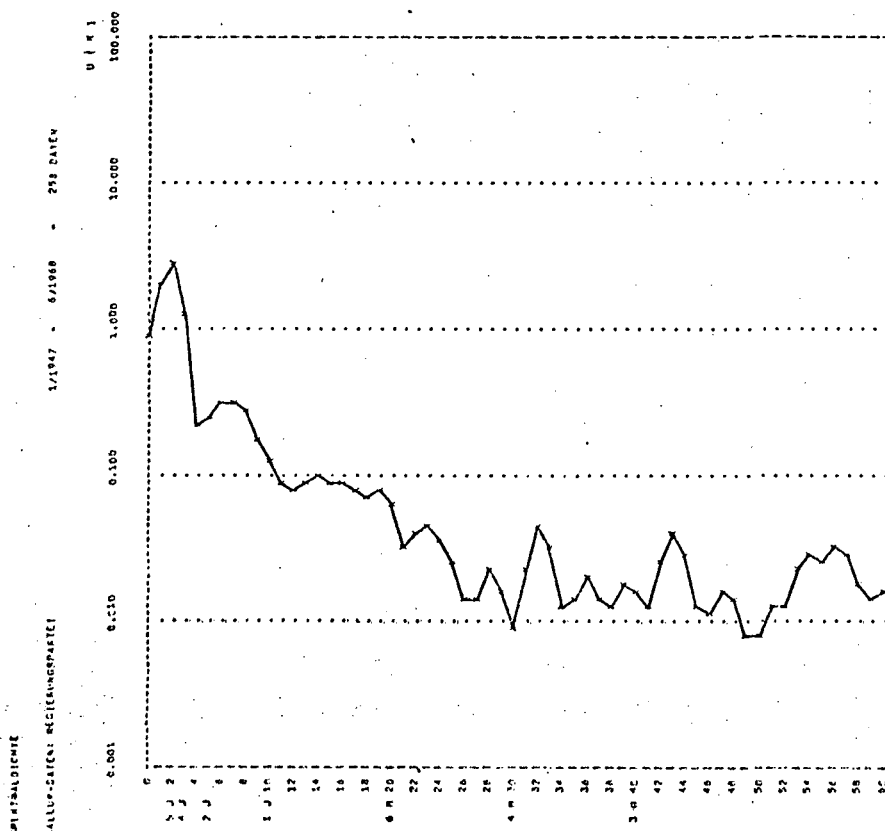
1/1947 - 6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



Figur 1b:

UK: Spektrum der Regierungspartei

1/1947 - 6/1968, 258 Beobachtungen, 60 Lags

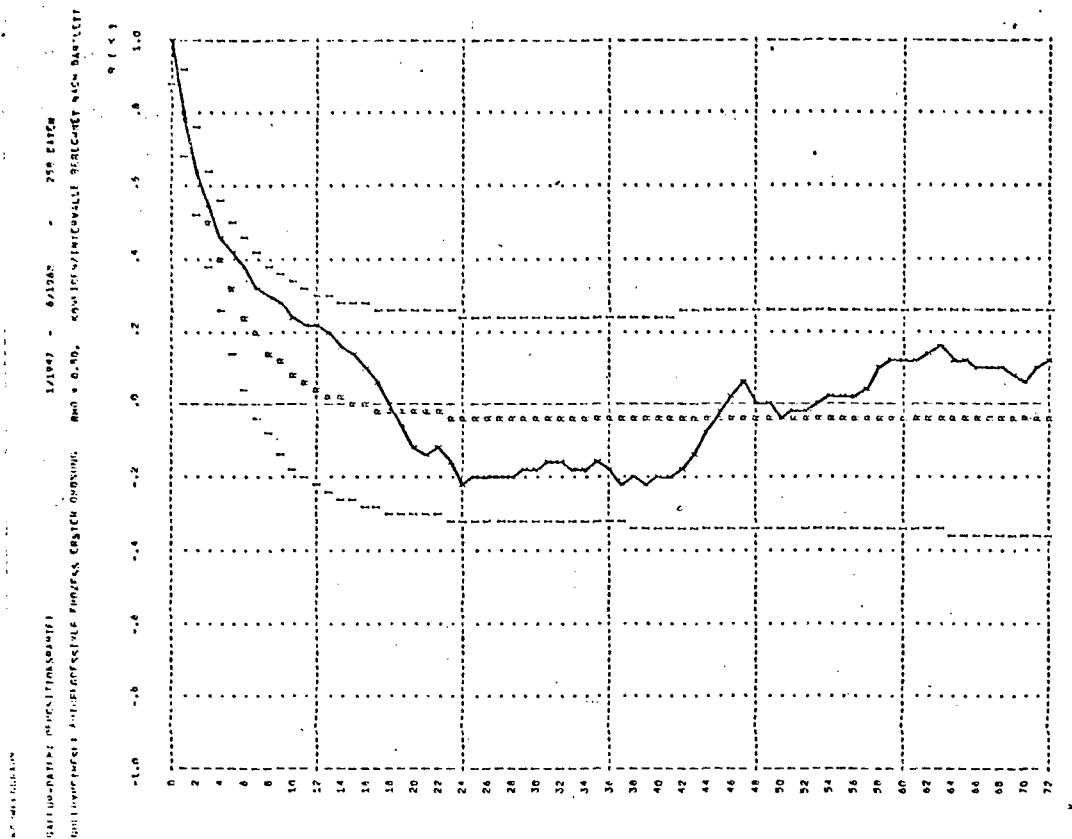




Figur 2a:

UK: Korrelogramm der Oppositionspartei

1/1947 - 6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



Figur 2b:

UK: Spektrum der Oppositionspartei

1/1947 - 6/1968, 258 Beobachtungen, 60 Lags

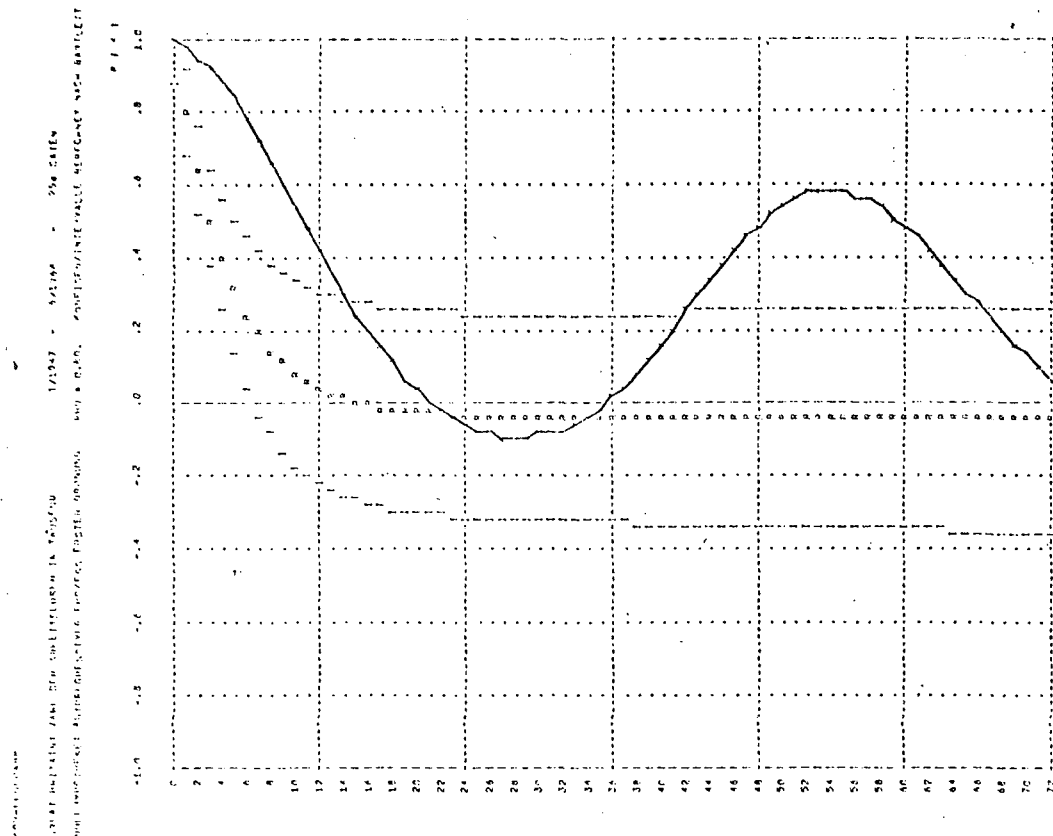


Bei den ökonomischen Daten zeigt zunächst weder das Spektrum der Arbeitslosenzahlen noch das der Preissteigerungen einen 60 Monats Zyklus an. Betrachtet man das Korrelogramm der Arbeitslosenzahlen (Fig.3), wird deutlich, daß diese Reihe eine 60 Monatsschwingung enthält, die von einer noch längeren Schwingung überlagert wird. Durch Trendbereinigung kann diese Schwingung auch im Spektrum sichtbar gemacht werden. Bei den Preissteigerungen ist eine solche Schwingung hingegen auch im Korrelogramm nicht zu entdecken. Betrachtet man jedoch nur das Korrelogramm der Daten von 1951 bis 1968, 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 haben.

Figur 3:

UK: Korrelogramm der Arbeitslosenzahlen

1/1947 - 6/1968, 258 Beobachtungen, 72 Lags



## 5.2 Korrelogramme und Spektren der westdeutschen Daten

Im Gegensatz zu den britischen Daten sind bei den deutschen Daten weder bei den Popularitätsreihen noch bei den ökonomischen Reihen Zyklen von etwa vier- bis fünfjähriger Dauer zu erkennen. Es gab aber in der BRD nach dem zweiten Weltkrieg Konjunkturzyklen. Diese schlugen aber bis 1965 kaum auf die Arbeitslosenzahlen und auch nur wenig auf die Preisentwicklung der Lebenshaltung durch. Die wichtigste Bewegung bei den Arbeitslosenzahlen war der Abbau der nachkriegsbedingten Arbeitslosigkeit, 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 der Reihen weisen nur diesen Trend auf (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 BRD 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 BRD liefert somit Evidenz gegen die Postulierung eines eigenständigen Wahlzyklus, wobei allerdings die Übertragung dieses Ergebnisses auf die britischen Verhältnisse problematisch ist.

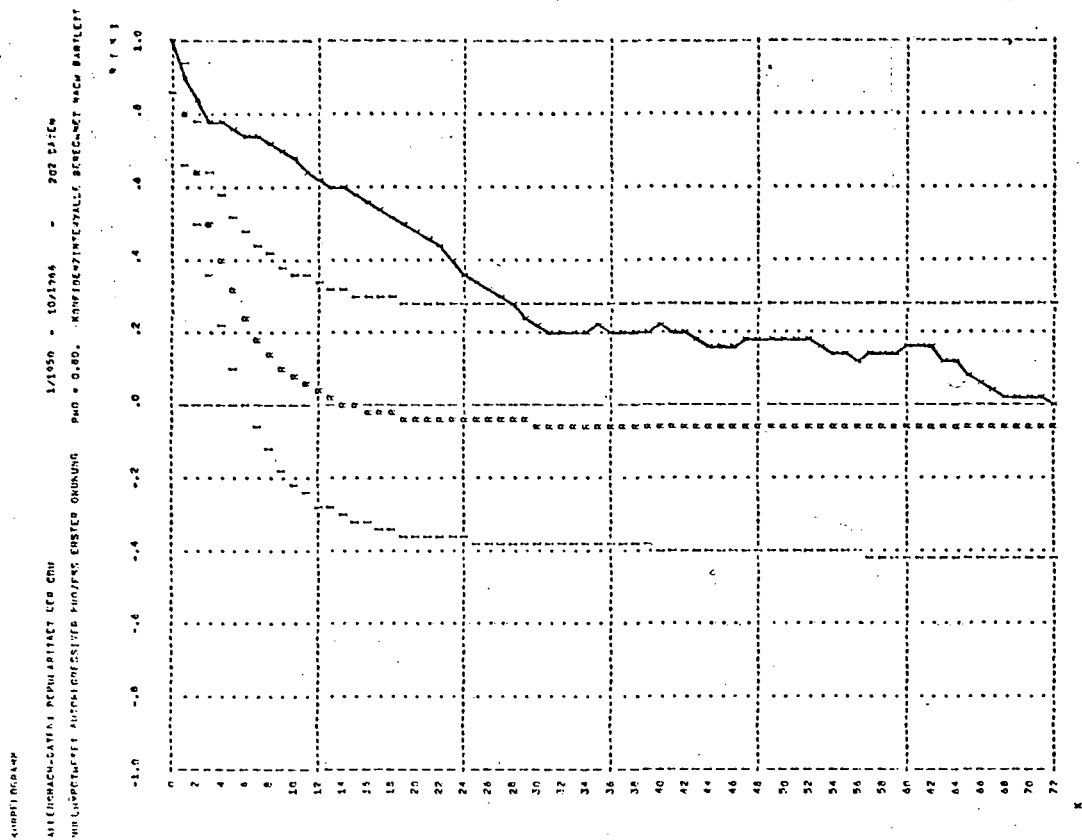
## 5.3 Kreuzkorrelogramme der britischen Daten

Trotz der oben aufgeführten Bedenken sollen hier einige Ergebnisse der Kreuzkorrelogrammanalyse referiert werden, da sie, bei allen Vorbehalten, wichtige Aussagen ergeben, Vorweg ergeben sich zwei Feststellungen:

Figur 4a:

BRD: Korrelogramm der CDU

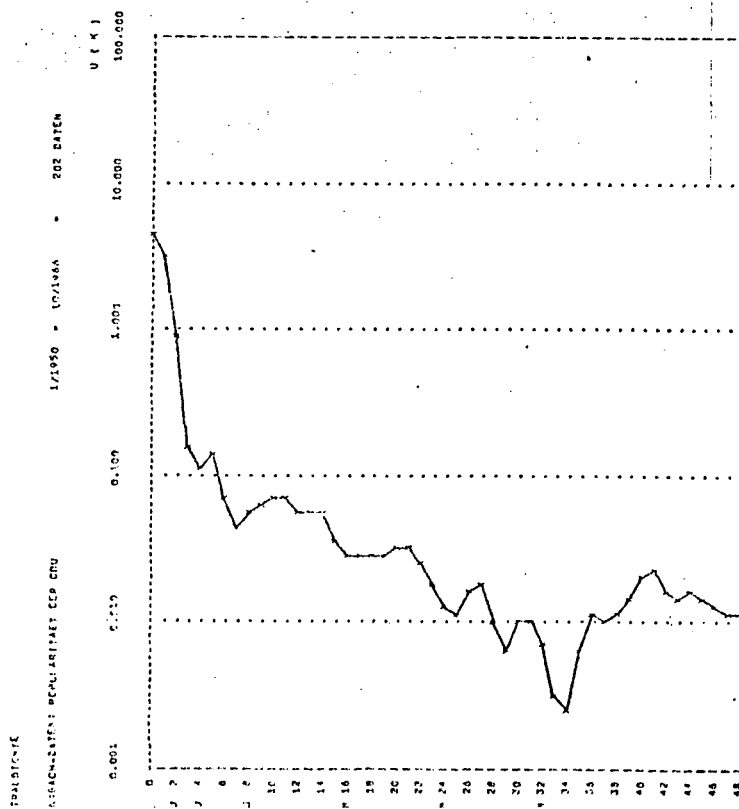
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen, 72 Lags



Figur 4b:

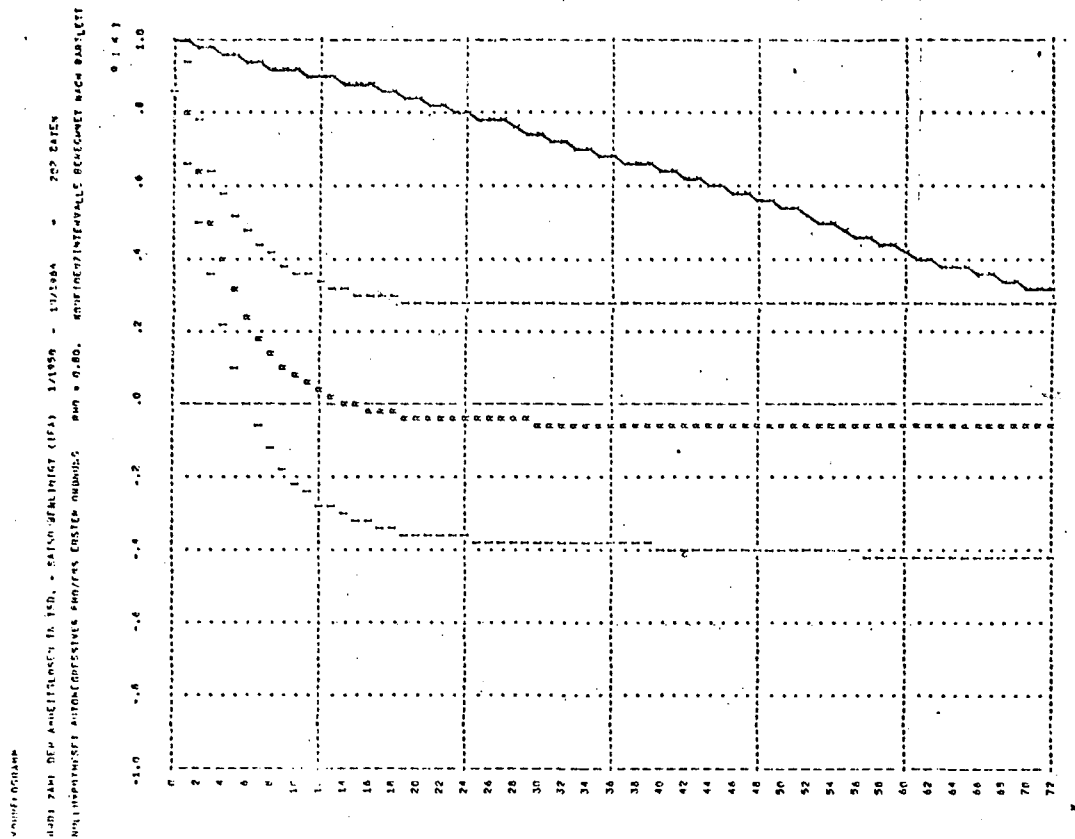
BRD: Spektrum der CDU

1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen, 48 Lags



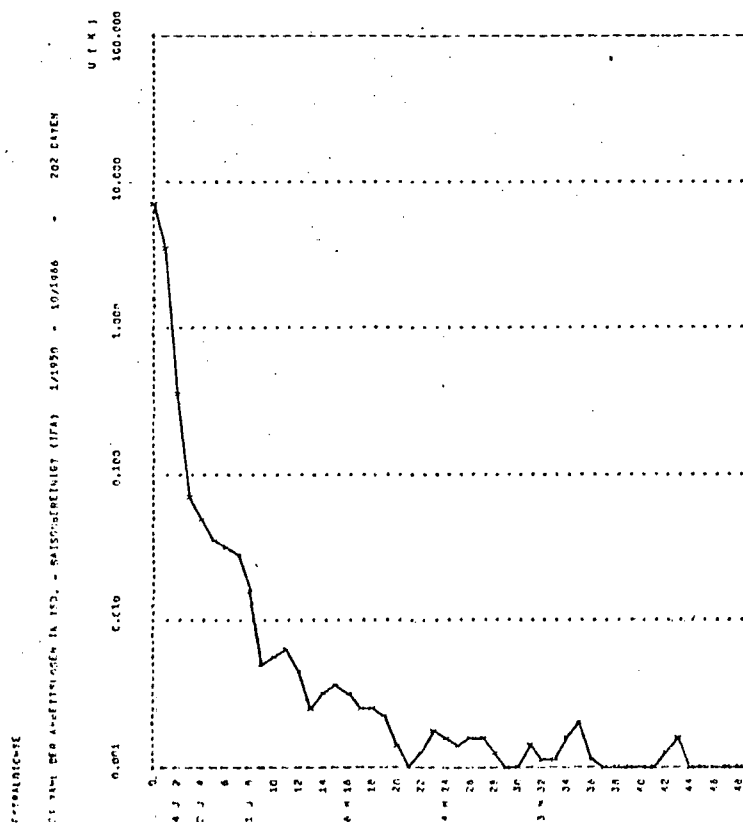
Figur 5a:

BRD: Korrelogramm der Arbeitslosenzahlen  
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen, 72 Lags



Figur 5b:

BRD: Spektrum der Arbeitslosenzahlen  
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen, 48 Lags



1. Während die Popularität der Regierungspartei im allgemeine mit den ökonomischen Variablen schwingt, ist dies bei der Popularität der Oppositionspartei nie gegeben (Fig. 9).
2. Die Popularität des Prime Minister und der Reihe Governmen Lead zeigen Interaktionsmuster mit den ökonomischen Variablen, die denen der Popularität der Regierungspartei sehr ähnlich sind.

Von Interesse bleibt damit nur die Interaktion der Popularität der Regierungspartei mit den ökonomischen Variablen.

Für die Arbeitslosigkeit gilt, was oben aus der Arbeit von Miller und Mackie angeführt wurde.<sup>3)</sup> Das Kreuzkorrelogramm zwischen der Popularität der Regierungspartei und den Preissteigerungen zeigt jedoch keine gemeinsame Schwingung an.

Wird nur die Periode der Konservativen Regierung von 1951 bis 1964 betrachtet, so ergibt sich eine, wenn auch nicht sehr stark ausgeprägte gemeinsame fünfjährige Schwingung. Insgesamt ergibt sich in dieser Periode folgendes Bild:

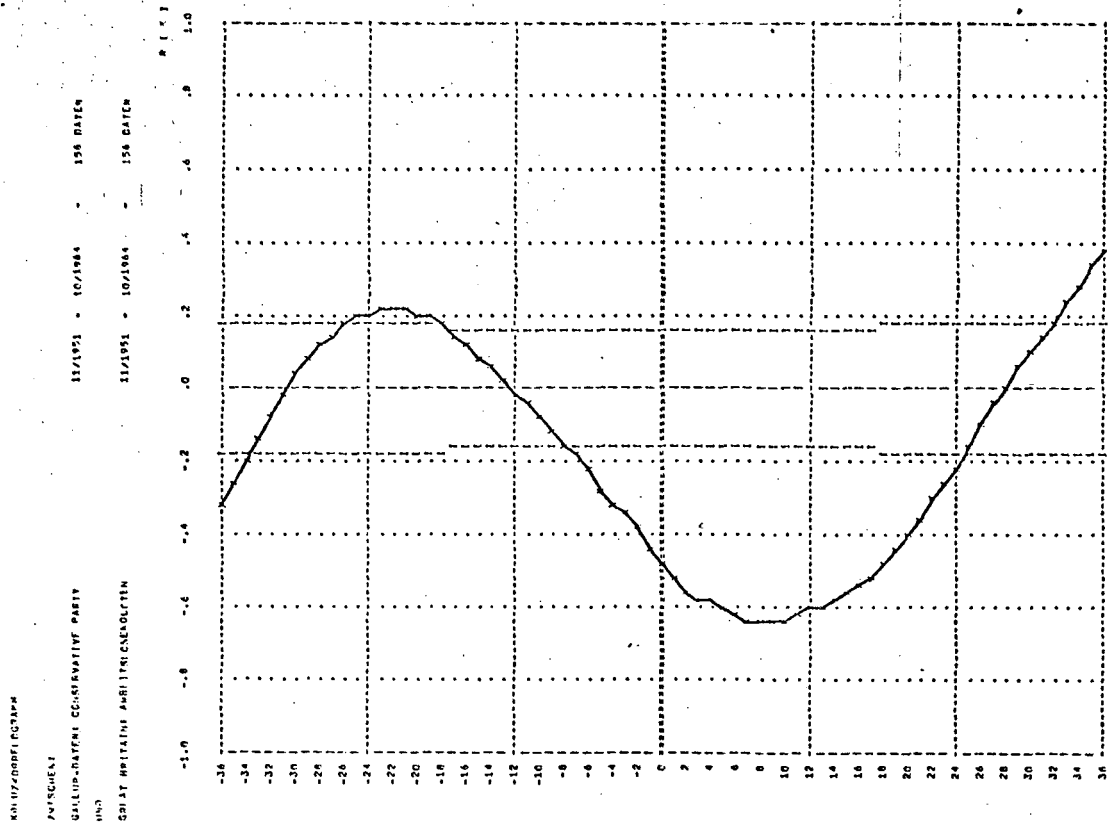
- a) Die Arbeitslosigkeit läuft den Preisen invers um ca. 10 Monate voraus<sup>4)</sup> (Fig 8).
- b) Die Preissteigerungen laufen der Popularität der Regierungspartei invers um ca. 8 Monate voraus (Fig. 7).
- c) Die Popularität der Regierungspartei läuft der Arbeitslosigkeit invers um ca. 10 Monate voraus (Fig. 6).

Dieses überraschende Ergebnis stimmt mit den Beobachtungen von Durant überein.<sup>5)</sup> Hier soll versucht werden, es durch ein einfaches Modell zu erklären.

Wir nehmen an, daß die Arbeitslosigkeit und die Preissteigerungen im Konjunkturverlauf in Sinusschwingungen verlaufen. Sie sollen in einer gemeinsamen fünfjährigen Schwingung in

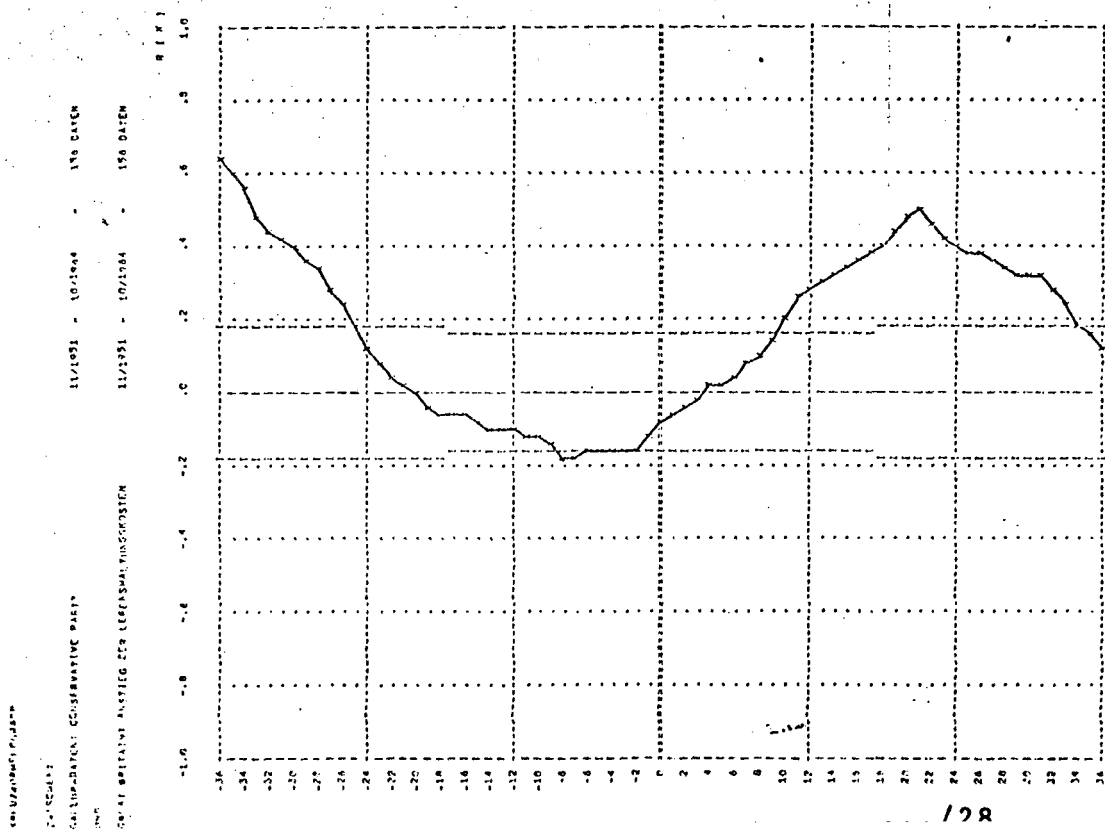
Figur 6:

UK: Kreuzkorrelogramm: Conservative Party - Arbeitslosenquote:  
11/1951 - 10/1964, 156 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



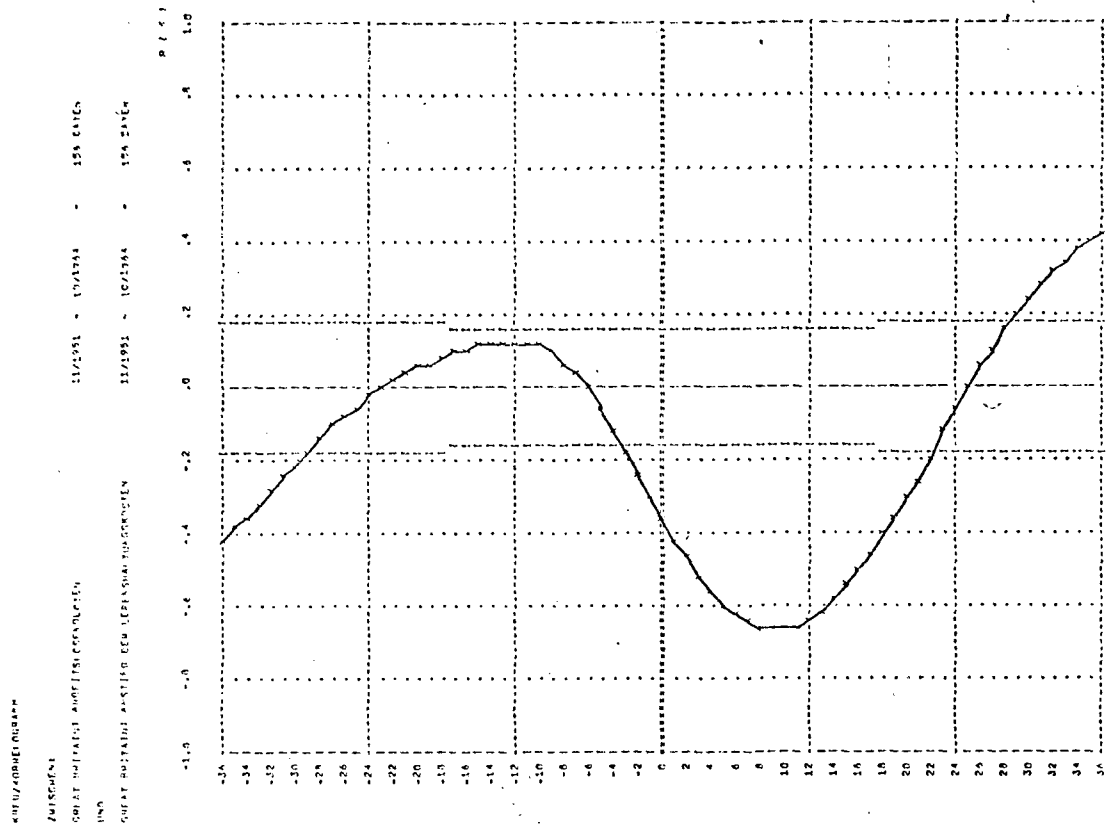
Figur 7:

UK: Kreuzkorrelogramm: Conservative Party - Preissteigerungen  
11/1951 - 10/1964, 156 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



Figur 8:

UK: Kreuzkorrelogramm Arbeitslosenquoten - Preissteigerungen  
11/1951 - 10/1964, 156 Beobachtungen, ± 36 Lags



oben unter a) festgestellter Weise zusammenschwingen. Weiter soll angenommen werden, daß die Popularität der Regierungspartei von genau diesen beiden Variablen linear abhängig ist und daß die Einflüsse negativ und etwa gleich stark sind. Das ergibt folgende Gleichung:

$$y_t = -a_1 \sin(\omega t) + a_2 \sin(\omega t + \psi)$$

mit:

$$a_1 = a_2 \quad \text{Skalierungsfaktoren}$$

$$y_t \quad \text{Regierungspopularität (t)}$$

$$\sin(\omega t) \quad \text{Arbeitslosigkeit (t)}$$

$$\sin(\omega t + \psi) \quad \text{Preissteigerungsrate (t)}$$

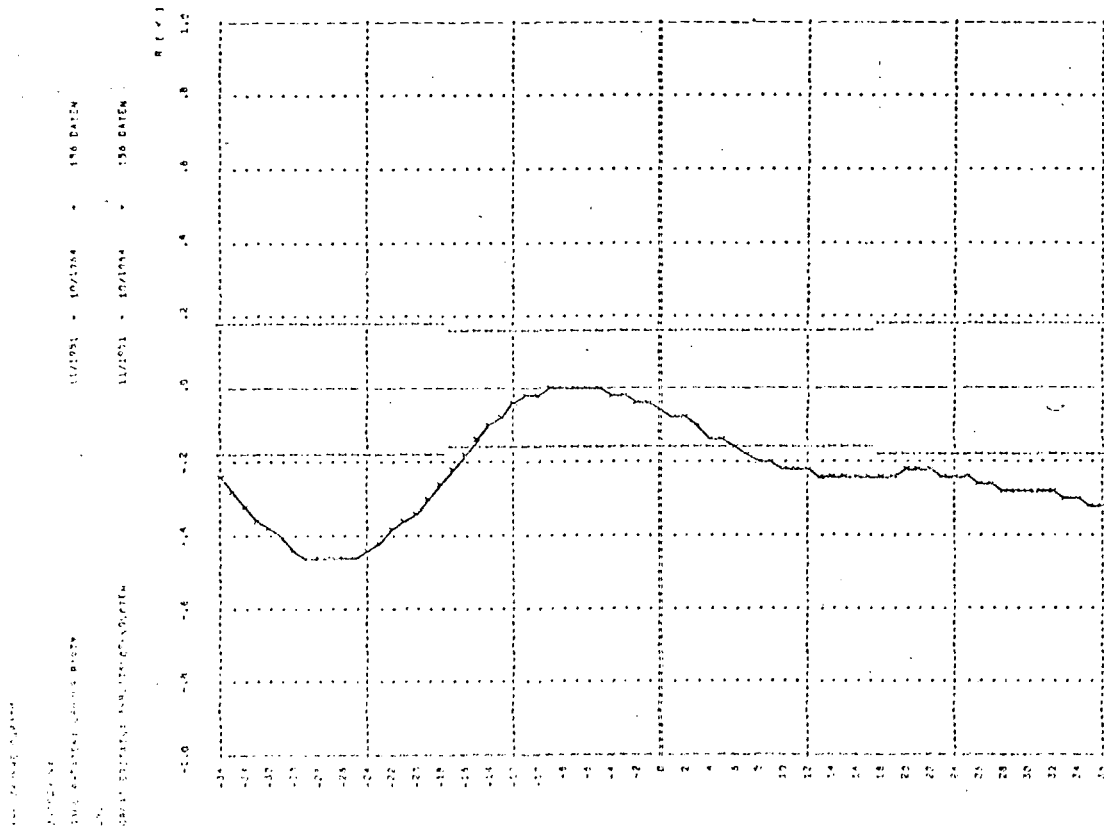
Das ergibt:

$$y_t = a' \sin(\omega t + \theta)$$



Figur 9:

UK: Kreuzkorrelogramm Labour Party - Arbeitslosenquoten  
 11/1951 - 10/1964, 156 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



mit:

$$a' = -2 \cos\left(\frac{\psi}{2}\right) a_1$$

$$\vartheta = \frac{\psi}{2}$$

Bei einer 60 Monatsschwingung und einem inversen Vorauslaufen der Arbeitslosigkeit gegenüber den Preisen um 10 Monate (= 60 Grad) ergibt das:

$$a' = a_1$$

$$\vartheta = -0.667 \pi = -120 \text{ Grad}$$

Das bedeutet:

$$RP_t = UE_{t-20} = -UE_{t+10}$$

, womit die Popularität der Regierungspartei der Arbeitslosigkeit invers um 10 Monate vorausläuft. Dies entspricht der obigen Beobachtung. Die Preise laufen der Popularität in unserem Modell auch um 10 Monate invers voraus, was auch ungefähr den obigen Beobachtungen entspricht.

#### 5.4 Kreuzkorrelogramme der deutschen Daten

Wie oben erwähnt, enthalten die Reihen der CDU, der SPD und der Arbeitslosigkeit jeweils eine sehr lange Schwingung bzw. 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.

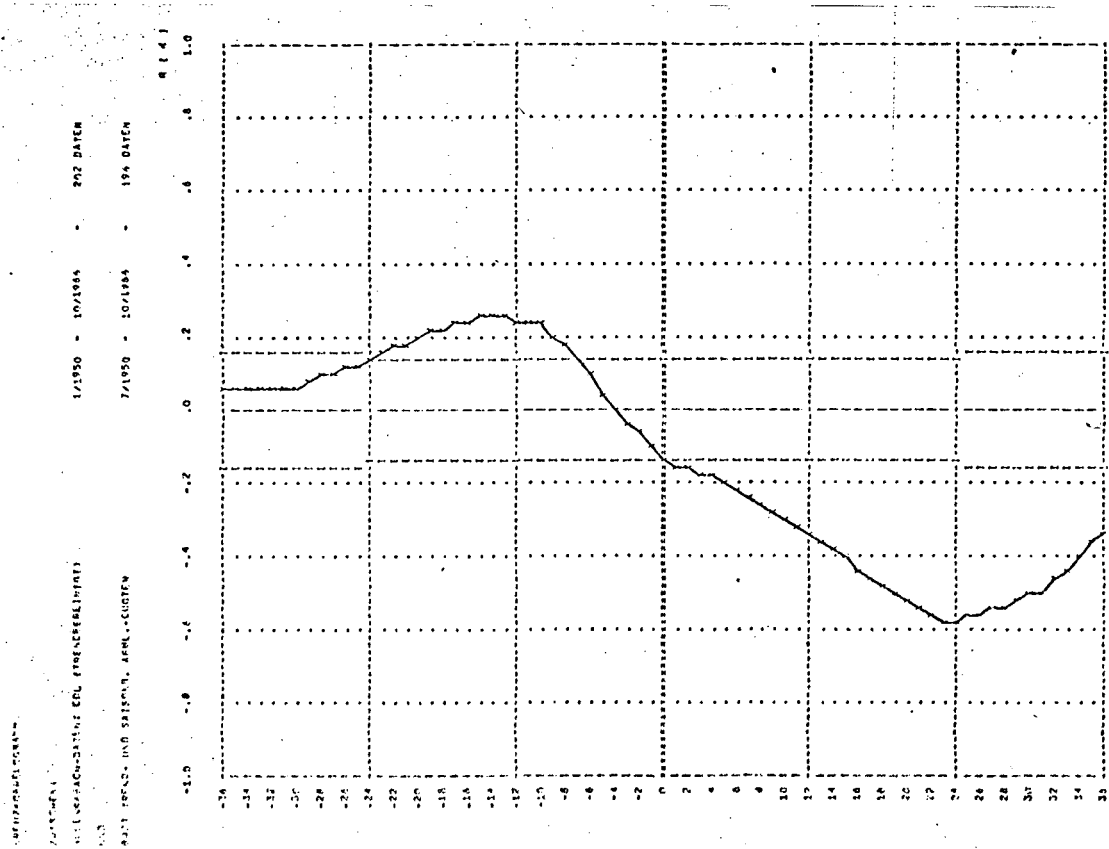
Werden die Schätzungen mit trendbereinigten Reihen durchgeführt, so ist analog zu den britischen Daten folgendes zu sagen:

1. Im Gegensatz zu den britischen Daten schwingt die Popularität der Oppositionspartei zumindest mit einer ökonomischen Variablen, den Preissteigerungen (Fig. 13). Diese Schwingung ist umgekehrt und schwächer wie die Schwingung der Regierungspopularität mit den Preissteigerungen (Fig. 11).
2. Analog zu den britischen Daten zeigen die Reihe des Regierungsvorsprungs und des Bundeskanzlers ähnliche Interaktionsmuster mit den ökonomischen Variablen wie die Regierungspopularität.

Zwischen der Popularität der CDU und dem Anstieg der Lebenshaltungskosten tritt eine Schwingung mit einer Periode von etwa 48 Monaten auf, die in den einzelnen Korrelogrammen und Spektren nicht erkennbar war (Fig. 11). Sie entspricht in der Länge dem durchschnittlichen Konjunkturzyklus und der Legislaturperiode in der BRD. Diese Schwingung erscheint, umgekehrt auch im Kreuzkorrelogramm zwischen der trendbereinigten SPD-Popularität und dem Anstieg der Lebenshaltungskosten (Fig. 13). Dies dürfte aber ein Resultat indirekter Beeinflussung über die Popularität der CDU sein:

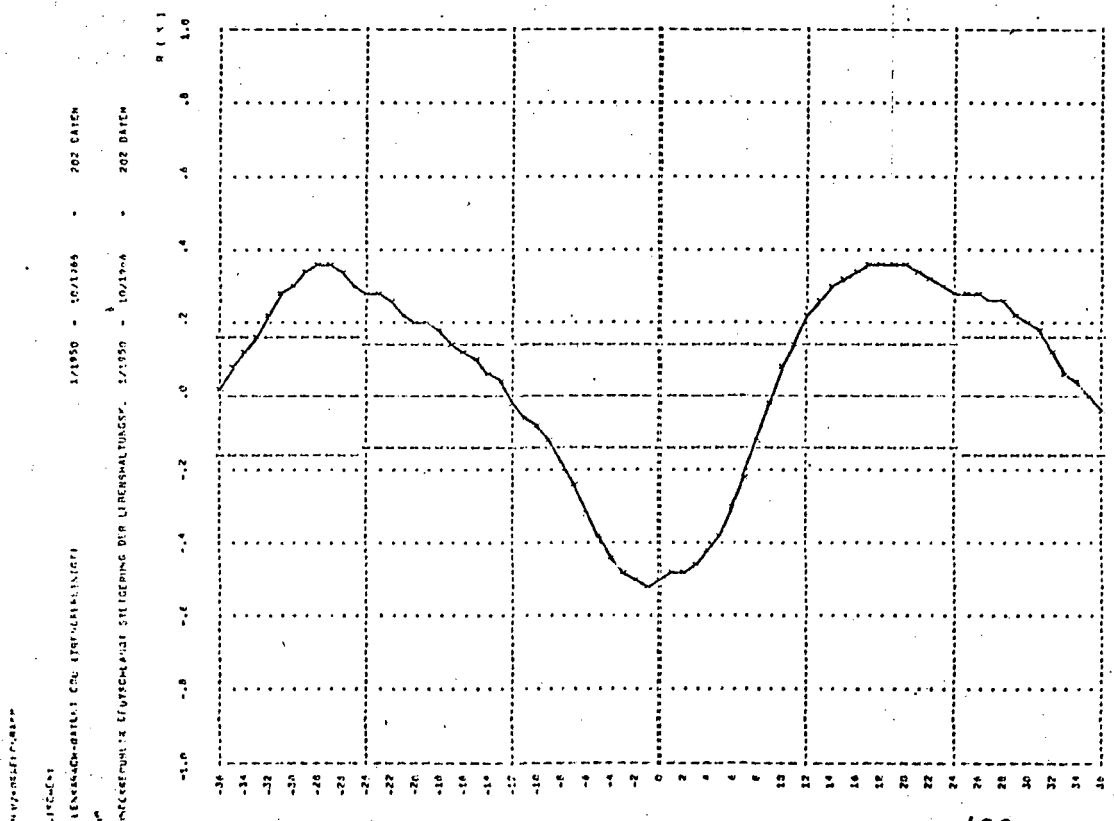
Figur 10:

BRD: Kreuzkorrelogramm: CDU (trendb.) - Arbeitslosenquoten  
7/1950 - 10/1966, 196 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags (trendb.)



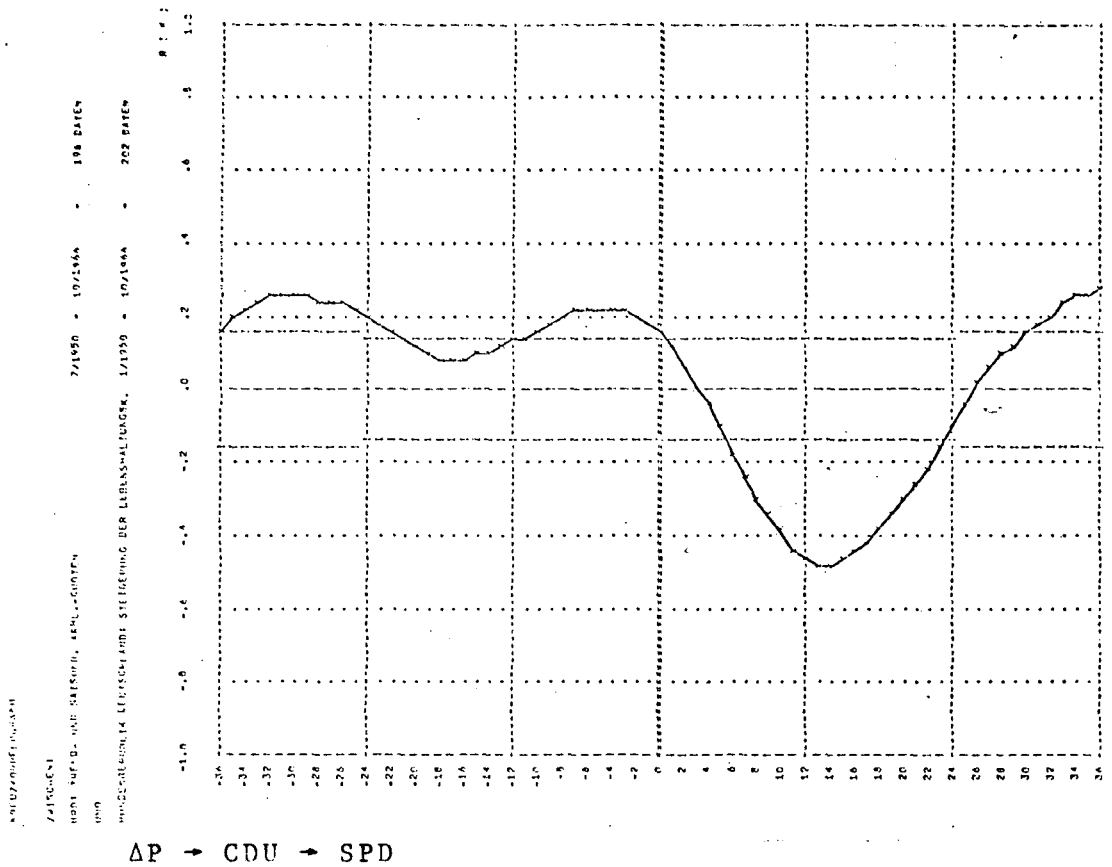
Figur 11:

BRD: Kreuzkorrelogramm: CDU (trendb.) - Preissteigerungen  
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



Figur 12:

BRD: Kreuzkorrelogramm: Arbeitslosenquoten (trendb.) - Preissteigerungen  
7/1950 - 10/1966, 196 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



Als Indiz dafür dient, daß der Korrelationskoeffizient zwischen der SPD und den Preissteigerungsraten zwar 0.22 beträgt; bereinigt man ihn aber um den Einfluß der CDU, so ergibt sich ein Wert von - 0.39: Das Vorzeichen wird falsch, die Korrelation ist im Augenblick nicht zu erklären.

Außerdem fällt an den Kreuzkorrelogrammen auf, daß keine gemeinsame Schwingung zwischen der Arbeitslosigkeit und den Preissteigerungsraten (Fig.12) festgestellt werden kann. Dies ändert sich auch dann nicht, wenn die Arbeitslosenquoten trendbereinigt sind. Es dürfte auf die oben festgestellte weitgehende Unabhängigkeit der Arbeitslosenzahlen von der kon-

Figur 13:

BRD: Kreuzkorrelogramm: SPD (trendb.) - Preissteigerungen  
1/1950 - 10/1966, 202 Beobachtungen,  $\pm 36$  Lags



junkturrellen Entwicklung zurückzuführen sein.

Insgesamt läßt sich feststellen, daß die westdeutschen Daten keinen Hinweis auf einen electoral cycle 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 Daten sind.

Als Ergebnis der Zeitreihenanalyse bleibt damit festzuhalten:

1. Bei den britischen Daten schwingt die Popularität der Regierungspartei (und die ihres Parteivorsitzenden) in einem etwa fünf Jahre langen Zyklus. Dieser Zyklus ist sowohl im Korrelogramm und Spektrum der Zeitreihe selbst als auch bei den Kreuzkorrelogrammen dieser Zeitreihe mit der Arbeitslosigkeit und 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 Regierungspopularität mit den Preissteigerungsraten ist ein Zusammenschwingen in einem etwa vier Jahre langen Zyklus zu erkennen.
3. Die Popularität der Oppositionspartei zeigt weder bei den britischen noch bei den westdeutschen Daten einen regelmäßigen Zyklus. Sie ist somit in erster Linie als autoregressiver Prozeß 1. Ordnung zu erklären. Während sie aber bei den britischen Daten keinerlei Zusammenschwingen mit den ökonomischen Daten zeigt, zeigt sie bei den westdeutschen Daten eine, wenn auch schwach ausgeprägte, gemeinsame Schwingung mit den Preissteigerungsraten, die aber indirekt über den Einfluß der Popularität der Regierungspartei auf die der Oppositionspartei zustandekommen dürfte.
4. Die Popularität der Regierungspartei und die der Oppositionspartei hängen somit 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 ( $\Delta P$ ) 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.

$$\begin{array}{cccc} UE_{t-k_1} & RP_t & OP_t & OP_{t-1} \\ \Delta P_{t-k_2} & RL_t & OL_t & \end{array}$$

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 alleine 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 so weit möglich durch autoregressive Transformation der Gleichungen vermindert. <sup>1)</sup>
  
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 werden. <sup>2)</sup> 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 seien. <sup>3)</sup> Goodhart und Bhansali begegnen diesem Einwand dadurch, daß sie auf die Lagstruktur zwischen dem Ermitteln der Popularität, dem darauffolgenden Regierungshandeln, den Auswirkungen dieses Regierungshandelns in einer veränderten ökonomischen Situation und der daraus resultierenden neuen Popularität hinweisen. <sup>4)</sup>

Versucht nun die Regierung, über die ökonomischen Variablen



ihre zukünftige Popularität zu steuern, so ergibt sich folgendes Schema:

Im Zeitpunkt  $t-j$  erstrebt die Regierung für den Zeitpunkt  $t$  eine bestimmte Popularität ( $RP_t^*$ ). Um diese zu erreichen, erstrebt sie für bestimmte Zeitpunkte während oder vor  $t$  bestimmte Werte ökonomischer Variabler ( $UE_{t-k_1}^*$ ,  $\Delta P_{t-k_2}^*$ ). Um diese zu erreichen, unternimmt sie von jetzt an so lange wegen der verzögerten Wirkung noch möglich, bestimmte Handlungen ( $G_i$ ,  $i = t-j, t-j+1, \dots, t-j+1$ ,  $1 \leq j - \min(k_1, k_2)$ ), die dann zu bestimmten ökonomischen Zuständen ( $UE_{t-k_1}$ ,  $\Delta P_{t-k_2}$ ) führen, die ihrerseits eine bestimmte Popularität zum Zeitpunkt  $t$  bewirken ( $RP_t$ ):

$$RP_t^* \rightarrow \left\{ \begin{array}{l} UE_{t-k_1}^* \\ \Delta P_{t-k_2}^* \end{array} \right\} \rightarrow \{ G_i \} \rightarrow \left\{ \begin{array}{l} UE_{t-k_1} \\ \Delta P_{t-k_2} \end{array} \right\} \rightarrow RP_t$$

Damit nun echte Simultaneität und nicht nur ein System rekursiver Beziehungen vorliegt, müßte entweder die gewünschte Popularität abhängig sein von der später tatsächlich erreichten, was logisch nicht möglich ist, oder die oben postulierte Wirkungsrichtung müßte auch in umgekehrter Reihenfolge gegeben sein, wobei aber schon ein Einfluß der tatsächlich erzielten Popularität auf die vorher schon realisierten Werte der ökonomischen Variablen unmöglich ist. Somit bleibt für echte Simultaneität nur ein Fall denkbar: Die ökonomischen Variablen hängen dann von der Popularität ab, wenn die Regierung im Zeitpunkt  $j$  eine zum Zeitpunkt  $t$  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  $t$  erreicht, die die exogene Störung dämpft oder auffängt. Abgesehen davon, daß dies wohl nur in einer Richtung geschehen würde, verlangt dies eine Antizipationsleistung und Steuerungskapazität von Seiten der Regierung, die kaum unterstellt werden kann.

Neben diadem formalen ergibt sich noch ein materiales Argu-

ment: Die Regierung wird nicht permanent versuchen, ihre Popularität zu beeinflussen, sondern sie wird dies nur in Verbindung mit Wahlen tun. Damit ist Simultaneität allenfalls immer für den Wahlzeitpunkt gegeben, nicht aber für die übrige Zeitreihe. Wenn sie aber versucht, in Verbindung mit Wahlen ihre Popularität anzuheben, so dürfte sie dazu eher Instrumente der Außen- oder der Innenpolitik einsetzen, da die Wirtschaftspolitischen Instrumente infolge der Lagstruktur kaum kurzfristig wirksam sind.

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

Um die Strukturkonstanz im Modell wenigstens annähernd zu garantieren, wurde nicht über Regierungswechsel hinweggeschätzt, wie es Goodhart und Bhansali und Miller und Mackie tun. Außerdem sollten die Perioden lang genug sein, um 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 1968 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. Deshalb gehen wir im folgenden nur noch 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 Schätzungsgleichungen 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 6 Monaten für die Arbeitslosigkeit und von 2 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 normierten 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,  $\mu_1$ )
- 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 Normalverteilungstransformation:

Vereinigtes Königreich

	$\mu_1$	$\mu_1$	$\mu_1$	$\sigma^2$
UEQ	1.382	1.729	2.077	0.121
$\Delta P$	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 Prozent 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  $\bar{R}_1^2$  5), 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.

Tabelle 3:

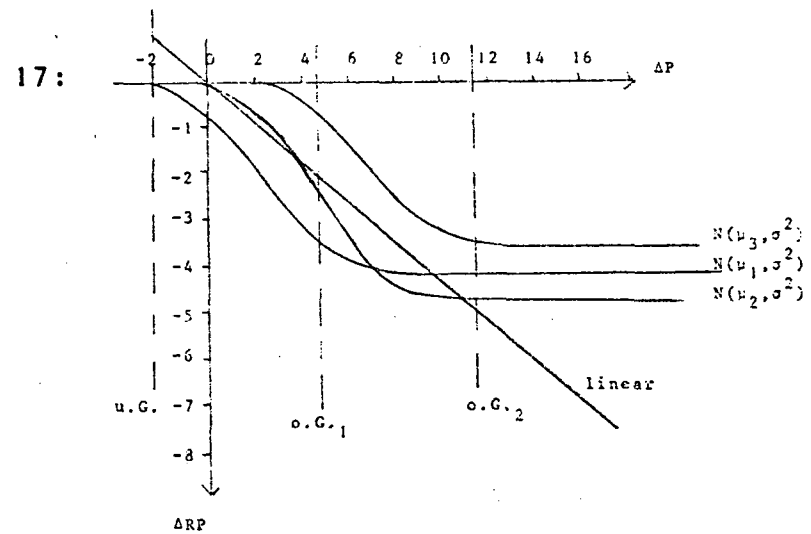
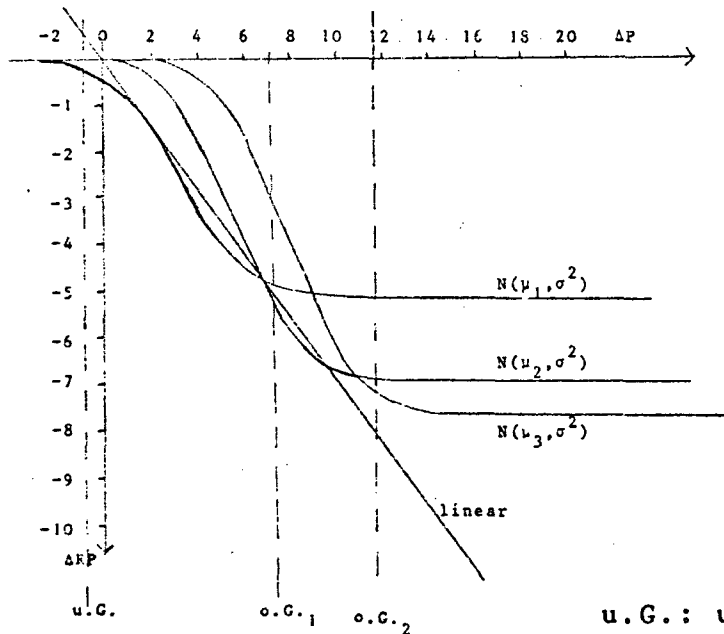
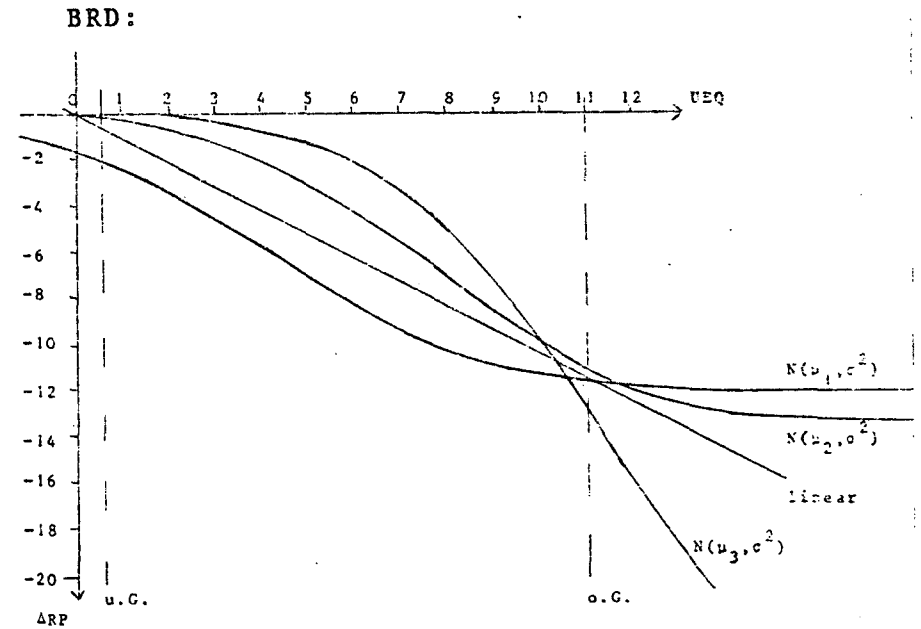
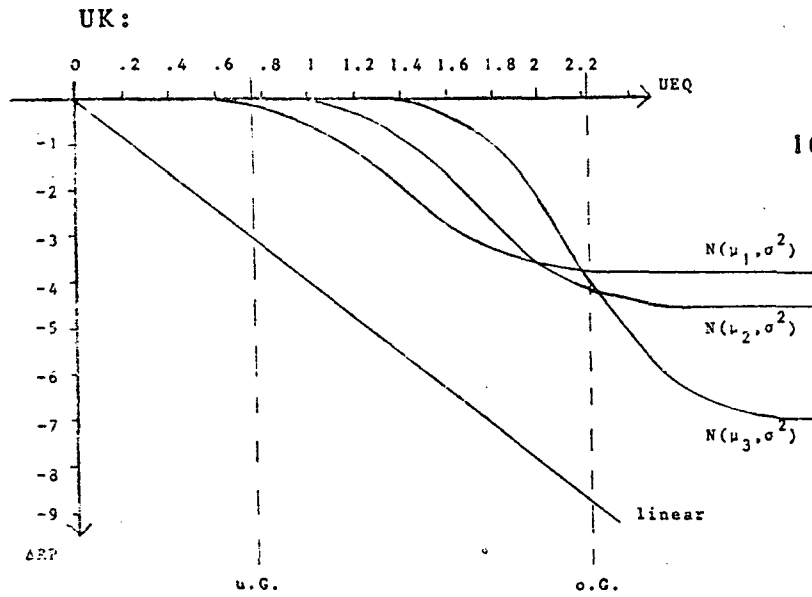
Ergebnisse der Regressionsanalyse

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	$RL_t$	$UEQ_{t-6}$	$\Delta P_{t-2}$						
1: linear	39.924 (3.291)	0.196 (0.035)	-4.026 (1.586)	-0.681 (0.198)	0.54	0.77	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	0.78	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)	0.46	0.78	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	0.77	2.43	0.73	148	(4)

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 - 7 Prozent in der Popularität der Regierungspartei verantwortlich.
  
4. Figur 14 und 15 zeigen die Reaktionen der Regierungspopularität auf Veränderungen in den ökonomischen Variablen bei den Modellen mit Normalverteilungsannahme. 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

Figur 14 - 17: Reaktionen der Popularität der Regierungspartei auf Veränderungen der ökonomischen Variablen



u.G.: unterster gemessener Wert der ökonomischen Variablen

o.G.: oberster gemessener Wert der ök. Var.

o.G.₁: ohne Werte des Koreabooms

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 erster Ordnung erzeugt angesehen. Dem entspricht auch, daß sich die Regressionskoeffizienten für  $OP_t$  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 - 2 % bei der Oppositionspartei verantwortlich.

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	Koeffizient von					$\bar{R}^2$	D.W.	FG	
	1	RP <sub>t</sub>	OL <sub>t</sub>	OP <sub>t-1</sub>	TP <sub>t</sub>				
1: (a)	12.442 (2.928)	-0.080 (0.036)		0.802 (0.047)		0.68	2.27	149	(5)
2: (b)	12.791 (3.637)	-0.100 (0.047)		0.808 (0.055)		0.71	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)	0.71	2.18	99	(7)

Modell von S-35

6.3 Ergebnisse der westdeutschen Daten

Die hier referierten 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 6 Monaten unter-



stellt, 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				
	$\mu_1$	$\mu_2$	$\mu_3$	$\sigma^2$
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

Vegleicht 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.

Zur Diskriminierung zwischen der linearen und der Normalverteilungshypothese erbringen die deutschen Daten eine Entscheidung zu Gunsten der Normalverteilungshypothese: Modell 3 ( $\mu_2, \sigma^2$ ) hat nicht nur das höchste  $\bar{R}_1^2$ , sondern auch die höchsten t-Werte für die ökonomischen Variablen.

Tabelle 6:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

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

Modelle ohne Trendbereinigung

Modell	I	Koeffizient von					$\bar{R}_1^2$	$\bar{R}_2^2$	D.W.	$\hat{\rho}$	FG
		$RL_t$	$UEQ_{t-6}$	$\Delta P_t$	$BA_t$	$ITR_t$					
1a: linear	44.277 (1.027)	0.173 (0.026)	-1.076 (0.122)	-0.352 (0.171)			0.76	0.83	2.16	0.58	200 (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)	0.78	0.83	2.09	0.50	200 (9)
2a: $N(u_1, \sigma^2)$	45.930 (1.548)	0.182 (0.027)	-12.142 (1.582)	-2.724 (1.738)			0.78	0.83	2.20	0.62	200 (10)
2b: $N(u_1, \sigma^2)$	49.003 (1.596)	0.182 (0.025)	-12.191 (1.244)	-4.164 (1.548)	0.887 (0.267)	-0.111 (0.030)	0.77	0.83	2.11	0.53	200 (11)
3a: $N(u_2, \sigma^2)$	43.215 (0.842)	0.167 (0.025)	-14.023 (1.381)	-3.536 (1.694)			0.78	0.84	2.11	0.53	200 (12)
3b: $N(u_2, \sigma^2)$	45.697 (0.936)	0.162 (0.022)	-13.531 (1.067)	-4.762 (1.445)	0.848 (0.221)	-0.104 (0.023)	0.82	0.84	2.02	0.41	200 (13)
4a: $N(u_3, \sigma^2)$	42.213 (0.664)	0.150 (0.024)	-28.905 (3.038)	-3.085 (2.148)			0.79	0.84	2.11	0.51	200 (14)
4b: $N(u_3, \sigma^2)$	44.036 (0.799)	0.147 (0.022)	-27.688 (2.556)	-3.636 (1.889)	0.732 (0.225)	-0.087 (0.024)	0.81	0.84	2.04	0.43	200 (15)

Tabelle 7:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

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

Modelle mit Trendbereinigung

Modell	I	Koeffizient von					$\bar{R}_1^2$	$\bar{R}_2^2$	D.W.	$\hat{\rho}$	FG	
		$RL_t$	$UEQ_{t-6}$	$\Delta P_t$	$BA_t$	$ITR_t$						$TR_t$
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	0.65	2.03	0.42	188 (16)
2: (Tr1) $N(u_2, \sigma^2)$	46.859 (1.984)	0.143 (0.022)	-7.635 (2.414)	-2.452 (1.481)	0.786 (0.218)	-0.094 (0.023)	-0.041 (0.012)	0.59	0.65	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	0.64	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)	0.55	0.64	2.05	0.45	188 (19)
5: (Tr2) $N(u_2, \sigma^2)$	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	0.64	2.06	0.46	188 (20)
6: (Tr2) $N(u_2, \sigma^2)$	42.913 (1.382)	0.154 (0.023)	-2.205 (1.369)	-4.035 (1.574)	0.838 (0.236)	-0.104 (0.026)	-0.009 (0.006)	0.56	0.64	2.04	0.44	188 (21)

Die Modelle zeigen, wie aus Figur 16 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. 17).

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 Werte, die den britischen entsprechen. <sup>6)</sup> Jetzt wird jedoch die lineare Trendvariable über den gesamten Beobachtungszeitraum (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 Arbeitslosenquoten, 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 wurde. <sup>7)</sup>

Der Einfluß der Popularität des Bundeskanzlers ist durchweg hoch signifikant, aber relativ schwach: Seine Popularität muß um 5 - 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 (Modell 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, verstärkt sich dieser Effekt weiter.

Tabelle 8:

Ergebnisse der Regressionsanalyse

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

Modelle mit und ohne Trendbereinigung

Modell	Koeffizient von							$\bar{R}^2$	D.W.	FG
	1	$RP_t$	$OP_{t-1}$	$BA_t$	$EU_t$	$ITR_t$	$TR_t$			
1:	26.838 (2.615)	-0.276 (0.034)	0.465 (0.053)				0.058 (0.006)	0.84	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)	40.676 (3.207)	-0.410 (0.041)	0.363 (0.052)	-0.494 (0.118)		0.039 (0.012)		0.68	1.79	189 (24)
4: (Tr)	41.768 (3.194)	-0.402 (0.040)	0.333 (0.053)	-0.484 (0.116)	-0.676 (0.273)	0.030 (0.012)		0.69	1.79	189 (25)

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 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 sehr fraglich.
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 nachweisbar 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. Zusammenfassung

Ziel dieser Arbeit ist es, die bisherigen Ansätze zum Einfluß ökonomischer Variabler auf die Popularität der Regierungspartei aufzuarbeiten und neue Ergebnisse vorzulegen.

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

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 1950 bis 1966 signifikante Einflüsse der Arbeitslosigkeit und der Preissteigerungsraten auf die Popularität der Regierungspartei nachgewiesen werden, während die Popularität der Oppositionspartei sich als weitgehend unabhängig von diesen ökonomischen Variablen ergab.

## 8. Methodische Hinweise

### 1. Daten

Die Daten für das Vereinigte Königreich sind mit Ausnahme der Arbeitslosenquoten die ursprünglich von Goodhart und Bhansali verwendeten Daten. Der Verfasser erhielt sie von der Datenbank des Institutes für angewandte Wirtschaftsforschung der Universität Basel. Für die Arbeitslosenquoten wurden die saisonbereinigten Zahlen der Arbeitslosen durch die gesamte Arbeitsbevölkerung dividiert (Quelle: Annual Abstract of Statistics).

Für die Bundesrepublik Deutschland stammen die Popularitätsdaten (Umfragen des Institutes für Demoskopie, Allensbach) ebenfalls aus Basel. Die saisonbereinigten Zahlen der Arbeitslosen stammen vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Erlangen, die Arbeitslosenquoten aus den Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeitsvermittlung und Arbeitslosenversicherung, Nürnberg, und die Preisindices für die Lebenshaltung aus der Fachserie M, Reihe 6 des Statistischen Bundesamtes.

### 2. Trendbereinigung

Die CDU-Popularität und die Arbeitslosenquoten der BRD 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. Berechnung des $R^2$ .

Zum Verfahren der autoregressiven Transformation der Regres-

sionsgleichungen siehe Sagan, Wages and Prices in the United Kindom: a study in econometric methodology, 1964, S. 30. - Bei autoregressiv transformierten Gleichungen wird in dieser Arbeit zwischen  $R_1^2$  und  $R_2^2$  unterschieden. Da wir zwei verschiedene Störterme schätzen,  $\hat{u}$  und  $\hat{e}$ , für die gilt:

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

gilt:

$$R_1^2 = 1 - \frac{s_{\hat{u}\hat{u}}}{s_{yy}}$$

$$R_2^2 = 1 - \frac{s_{\hat{e}\hat{e}}}{s_{yy}}$$

#### 4. Programmierung

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



## 9. Anmerkungen

1. 1. Zur Datenbasis siehe Methodische Hinweise (1)
2. 1. Goodhart/Bhansali, Political Economy, Political Studies 18 (1970), S. 43 - 106.
  2. ebenda, S. 97.
  3. ebenda, S. 85.
  4. ebenda, S. 85.
  5. ebenda, S. 86.
6. Frey/Garbers, Politico-Econometrics - On Estimation in Political Economy, Political Studies 19 (1971), S. 316 - 320.
7. Frey/Garbers, Der Einfluß wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 186 (1972), S. 281 - 295.
  8. ebenda, S. 289.
  9. ebenda, S. 189.
10. 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.
  11. ebenda, S. 271.
  12. ebenda, S. 274.
  13. ebenda, S. 278.
  14. ebenda, S. 275.
3. 1. 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.
  2. Davis/Hinich/Ordeshook, An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process, A.P.S.R. 64 (1970), S. 426 - 448.
  3. Roth, Ökonomische Variable und Wahlverhalten, Politische Vierteljahresschrift 2/1973, S. 259.
  4. Stigler, General Economic Conditions and National Elections, American Economic Review 63 (1973), S. 160 - 180 (incl. der anschließenden Diskussion).
  5. ebenda, S. 172f.
4. 1. siehe Theil, Principles of Econometrics, Amsterdam/London 1971, S. 549.

5.
  1. Jenkins/Watts, Spectral Analysis and its Applications, San Francisco 1968, S. 268ff.
  2. Goodhart/Bhansali, a. a. O., S. 95. - Siehe auch Granger, The Typical Spectral Shape of an Economic Variable, Econometrica 34 (1966), S. 150 - 161.
  3. Miller/Mackie, a. a. O., S. 277f.
  4. d. h. bei steigender Arbeitslosigkeit sinken die Preissteigerungsraten. Die Spitze der Arbeitslosigkeit ist etwa 10 Monate vor dem Tiefpunkt der Preissteigerungsraten. Das Korrelogramm läßt den Lag jedoch etwas zu kurz erscheinen, da in der Zeitreihe der Arbeitslosigkeit noch eine sehr lange Schwingung enthalten ist.
  5. Durant, Indirekt Influences on Voting Behaviour, Polls 1(1965), S. 3 - 11.
6.
  1. Zum Verfahren siehe Methodische Hinweise (3).
  2. siehe hierzu Jonhston, Econometric Methods, New York 1963, S. 231ff.
  3. siehe Frey/Garbers (1971), a. a. O., S. 318.
  4. Goodhart/Bhansali, a. a. O., S. 70.
  5. siehe Methodische Hinweise (3).
  6. siehe Methodische Hinweise (2).
  7. siehe Liepelt/mitscherlich, Thesen zur Wählerfluktuation, Veröffentlichung des Instituts für angewandte Sozialwissenschaft, Band 6, Frankfurt 1968.