

## Der Einfluß wirtschaftlicher Variabler auf die Popularität der Regierung — eine empirische Analyse<sup>1)</sup>

Von Bruno S. Frey und Hermann Garbers, Konstanz

### I. Einleitung

Die Popularität und die Wahlergebnisse der Regierung hängen entscheidend vom Zustand der Wirtschaft ab. Bei einer Verbesserung der wirtschaftlichen Lage sind die Wähler mit ihrer Regierung zufrieden und vergrößern deren Unterstützung; bei einer Verschlechterung wird umgekehrt die Regierung dafür verantwortlich gemacht und die Opposition unterstützt. Diese Auffassung ist sowohl in der breiten Bevölkerung, bei praktischen Politikern als auch bei Wissenschaftlern weit verbreitet.

In Deutschland wird sie besonders durch die nachhaltige Erfahrung der 30er Jahre gestützt, bei der das Scheitern der Weimarer Republik und das Aufkommen des Nationalsozialismus entscheidend der Wirtschaftskrise zugeschrieben werden. Auch die innenpolitische Stabilität der Bundesrepublik und die wiederholten Wahlerfolge der CDU bis in die Mitte der sechziger Jahre werden oft auf das „Wirtschaftswunder“ zurückgeführt.

Gegenstand dieses Artikels ist eine nähere Untersuchung des behaupteten Zusammenhangs zwischen der Popularität politischer Parteien und der „Wirtschaftslage“.

### II. Eine Untersuchung für das Vereinigte Königreich

Kürzlich ist ein Aufsatz von Goodhart und Bhansali<sup>2)</sup> erschienen, der den bisher ehrgeizigsten und auch methodisch interessantesten Versuch<sup>3)</sup> ent-

<sup>1)</sup> Die Autoren sind den Herren Jann, Thommen, Zehnder vom Institut für angewandte Wirtschaftsforschung der Universität Basel und Herrn Naeve von der FU Berlin für die Durchführung der Computerarbeiten sowie Herrn Hickel von der Universität Konstanz für anregende Diskussionen dankbar.

<sup>2)</sup> C. A. E. Goodhart and R. J. Bhansali, *Political Economy. Political Studies* 18 (March 1970).

<sup>3)</sup> Wichtig ist auch die Studie von Gerald H. Kramer, *Short Term Fluctuations in U.S. Voting Behaviour 1896—1964. American Political Science Review* 65 (1971).

Die ersten statistischen Studien gehen jedoch viel weiter zurück. Ein Teil

mit dem Einfluß wirtschaftlicher Variabler auf die Regierungspopularität im Vereinigten Königreich in verschiedenen Perioden der Nachkriegszeit nachzusehen. Die Autoren nehmen als Maßstab für die Parteienpopularität die monatlichen Umfrageergebnisse von Gallup und National Opinion Poll. In zwei Zeileisen unterstellen sie dann im ersten (von Goodhart stammenden) Teil der Arbeit, daß ihre einzelnen Komponenten jeweils Realisierungen einer endogenen Variablen aus einem multiplen Regressionsmodell sind. Die anderen Variablen dieser Modelle bestehen, abgesehen von einigen „dummy variables“, aus der Arbeitslosigkeit und den Preissteigerungen. Eines ihrer Ergebnisse für die Periode November 1951 bis Oktober 1964<sup>5)</sup> lautet z. B.

$$(1) \quad G(t) = 12,02 - 0,004 U_G(t) - 1,37 \Delta P(t) - 0,52 EU(t) - 0,25 TR(t) \\ - 2,51 BA(t) \\ \begin{matrix} (2,32) & (0,002) & (0,23) & (0,34) & (0,04) \\ & & & & (0,35) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,47 \quad \text{Durbin-Watson} = 0,57$$

Diese Gleichung wurde unter Verwendung von Gallup-Daten geschätzt mit  $G(t)$  = prozentualer Vorsprung der Konservativen vor den Sozialisten,  $U_G(t) = \sum_{i=1}^{t-1} U_G(t-i)$  in 1000,  $t$  in Monaten,  $\Delta P(t)$  = Preisveränderungen,  $EU(t)$ ,  $TR(t)$  und  $BA(t)$  sind „dummy variables“, die die Popularität nach gemeinsamen Wahlen, den Verschleiß der Regierungspartei nach den und ihren „back swing“ vor den Wahlen berücksichtigen.

Im zweiten (von Bhanani geschriebenen) Teil der Arbeit wird den gleichen Methoden jedoch unterstellt, die seien Realisierungen schwach stationärer nicht-stochastischer Prozesse. Als Ergebnis erhalten sie die Popularität ( $X(t)$ ) so-

der Forscher nicht den Zusammenhang zwischen Wirtschaftslage und Popularität und/oder Wählerrechnungen bestätigt, während andere ihn verneinen.

Vgl. z. B. Louis H. Bean, *Pallo: Behaviour. A Study of Presidential Elections*, Washington D. C. 1940.

W. F. Ogburn and L. C. Coombs, *The Economic Factor in the Roosevelt Election*, *American Political Science Review* 34 (1940).

Harold T. Davis, *Political Statistics*, Evanston, Illinois 1954.

T. A. Pearson and W. I. Myers, *Prices and Presidents*, *Farm Economics* 163 (1948).

Johan Kjerfve, *Political Economic Cycles*, *Kyklos* 1 (1947).

T. Wilkinson and H. Hart, *Prosperity and Political Victory*, *Public Opinion Quarterly* 14 (1950).

Albert Rees, Herbert Kaufman, Samuel J. Eldersveld and Frank Freiden, *The Effect of Economic Conditions on Congressional Elections 1916-1952*, *Review of Economics and Statistics* 44 (1962).

In deutscher Sprachpublik ist vor allem hinzuweisen auf die Arbeit von Werner Kahrle/Heiter, *Wirtschaft und Politik in Deutschland: Konjunktur als Determinante für das Parteien-System*, Köln und Opladen 1963.

<sup>5)</sup> In diesem Zusammenhang stellten ausschließlich die Konservativen die Regierung. Die wirkliche Partei bezieht sich nur dann nicht auf diese Periode, wenn es ausdrücklich vermerkt ist.

wohl der Tories als auch von Labour sind autoregressive Prozesse 1. Ordnung.

$$X(t) = aX(t-1) + \varepsilon(t) \\ = \sum_{j=0}^{\infty} a^j \varepsilon(t-j) \quad 5)$$

mit  $a \sim 0,8$ .

Von den Autoren wird jedoch übersehen, daß in der Regel nicht beide Modelle gleichzeitig „wahr“ sein können, da im ersten Fall die endogene Variable durch zwei typisch nicht-stationäre Größen erklärt wird.

Eine nähere Untersuchung ihrer regressionsanalytischen Ergebnisse bestätigt nur die Richtigkeit des Modells eines schwach stationären stochastischen Prozesses. Denn an diesen Ergebnissen, wie z. B. (1), fällt zunächst der niedrige Durbin-Watson-Wert unangenehm auf. Er zeigt die Existenz einer beträchtlichen Autokorrelation in der Störvariablen an. Das veranlaßt Goodhart dann auch, nach einem anderen Modell zur Erklärung der Parteien-Popularität zu suchen. Er ändert seinen ersten Ansatz dadurch ab, daß er zu den erklärenden Variablen noch die um eine Periode verzögerte endogene Variable hinzunimmt. Das ergibt dann statt (1):

$$(2) \quad G(t) = 2,74 - 0,001 U_G(t) - 0,34 \Delta P(t) - 0,27 EU(t) - 0,07 TR(t) + \\ + 0,87 BA(t) + 0,75 G(t-1) \\ \begin{matrix} (1,73) & (0,001) & (0,17) & (0,23) & (0,03) \\ & & & & (0,27) & (0,06) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,75 \quad \text{Durbin-Watson} = 2,26$$

An dieser Stelle übersehen die Autoren, daß bei einem autoregressiven Regressionsmodell die Durbin-Watson-Werte gegen 2 verzerrt sind und daher auch im Falle von (2) die Störvariable noch autokorreliert sein kann.

Nun gilt jedoch, daß bei einem autoregressiven Modell mit autokorrelierten Restgliedern die Varianzen der OLS-Schätzfunktionen für die Parameter im Durchschnitt den Werten entsprechen, die durch die Formel für das nicht-autoregressive Modell mit autokorrelierten Störvariablen gegeben sind, wenn man die verzögerte endogene als exogene Variable behandelt<sup>6)</sup>. Unter diesen Voraussetzungen fallen aber bekanntlich die Schätzwerte für die Standardfehler der Parameter in der Regel zu niedrig aus. Die Koeffizienten vor den ökonomischen Variablen dürften dann auch nicht mehr länger als von Null verschieden angesehen werden. Das aber spricht für die Korrektheit des spektralanalytischen Ansatzes<sup>7)</sup>.

Die weitgehende Unabhängigkeit der Popularitätsdaten von der Arbeitslosigkeit und den Preisveränderungen unterstreichen schließlich auch die fol-

<sup>5)</sup> Die  $\varepsilon(t)$  sind bekanntlich nicht korreliert, von gemeinsamer endlicher Varianz und haben den Erwartungswert Null.

<sup>6)</sup> Edmund Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, North Holland Publish. Co, Amsterdam 1970, S. 561.

<sup>7)</sup> Für eine ausführliche Kritik vgl. Bruno S. Frey und Hermann Garbers, *Politico-Econometrics — On Estimation in Political Economy*, *Political Studies* 19 (1971).

gebenen Diagramme (Tafel 1, 2, 3). Sie deuten darüber hinaus noch auf die engeren Zusammenhänge hin, die später wieder aufgegriffen werden soll:

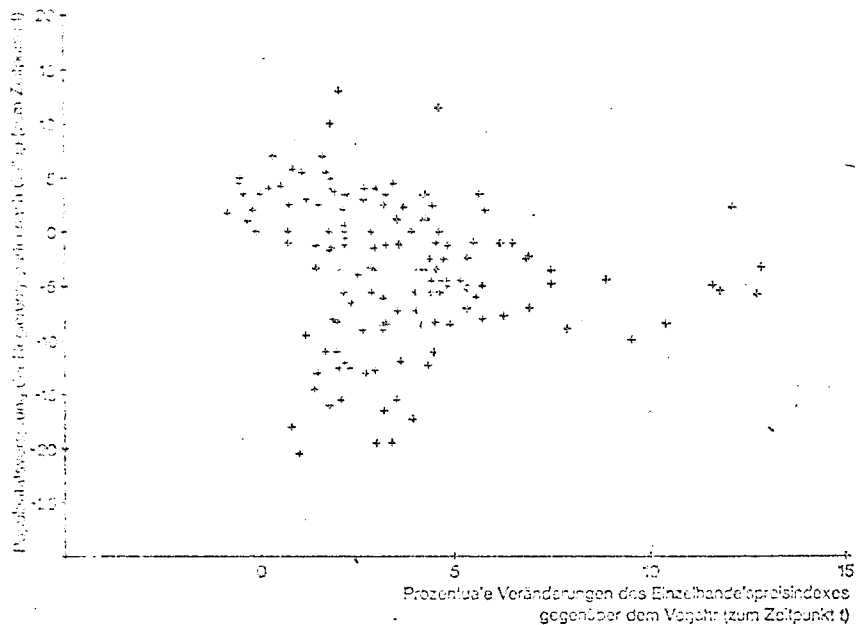


Fig. 1

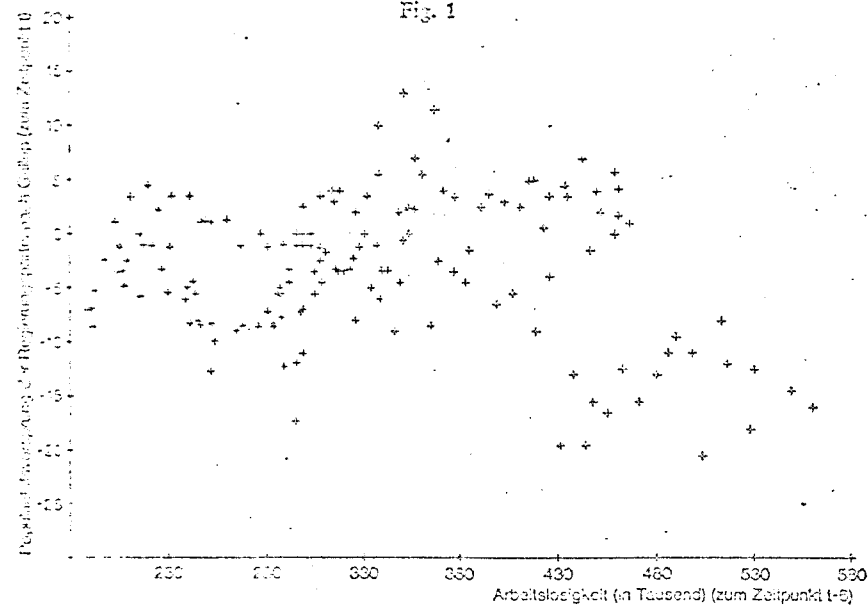


Fig. 2

Steigt die Zahl der Arbeitslosen auf über 480 000<sup>9)</sup>, so geht der Populärkeitsvorsprung der Regierungspartei deutlich zurück. Dieser Vorsprung ist zudem praktisch immer negativ, wenn die Veränderung des Einzelhandelspreisindex gegenüber dem Vorjahr größer als 6,5 % ist.

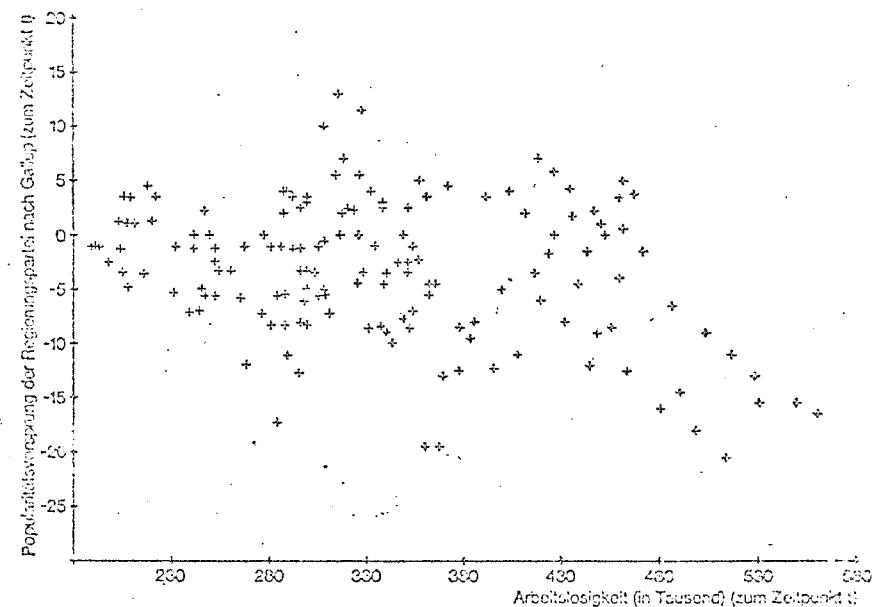


Fig. 3

### III. Über die Beziehungen für die Bundesrepublik

Bei unseren sich auf die Bundesrepublik beziehenden Untersuchungen wurden die folgenden wirtschaftlichen Daten verwendet:

1. die jährlichen Wachstumsraten des Lebenshaltungskostenindex (4-Personen-Arbeitnehmer-Haushalt, Februar 50—Dezember 69)<sup>8)</sup>,
2. die Anzahl der bei den Arbeitsämtern gemeldeten Arbeitslosen (Januar 57—Dezember 69).

Bei den Populärkeitsdaten handelt es sich um ein Ergebnis der vom „Institut für Demoskopie Allensbach“ unternommenen Umfrage. Dieses Institut stellt in monatlichen Abständen an einzelne, jeweils nach einem Quotenverfahren ausgewählte, Personen die Frage: „Wenn schon morgen die Bundestagswahl wäre: Welche Partei würden Sie dann wählen — können Sie mir nach einer Liste hier sagen, welche Partei das ist?“ (Listen-Vorlage)<sup>10)</sup>.

<sup>8)</sup> Die verwendeten Zahlen sind saisonbereinigt.

<sup>9)</sup> Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.

<sup>10)</sup> In dieser Form wird die Frage genau genommen erst seit November 1964

Im folgenden wird nun der Anteil derjenigen, die daraufhin die CDU angeben, als „Popularität der CDU“ bezeichnet.

Die folgenden Diagramme (Figur 4—6) zeigen — abgesehen von einem neu zu diskutierenden Trend in der CDU-Popularität — nun das schon vom kritischen Beispiel her vertraute Bild: Zwischen den angegebenen ökonomischen Variablen und der Popularität der CDU besteht kein erkennbarer Zusammenhang. Das gilt außerdem auch für die hier nicht wiedergegebene

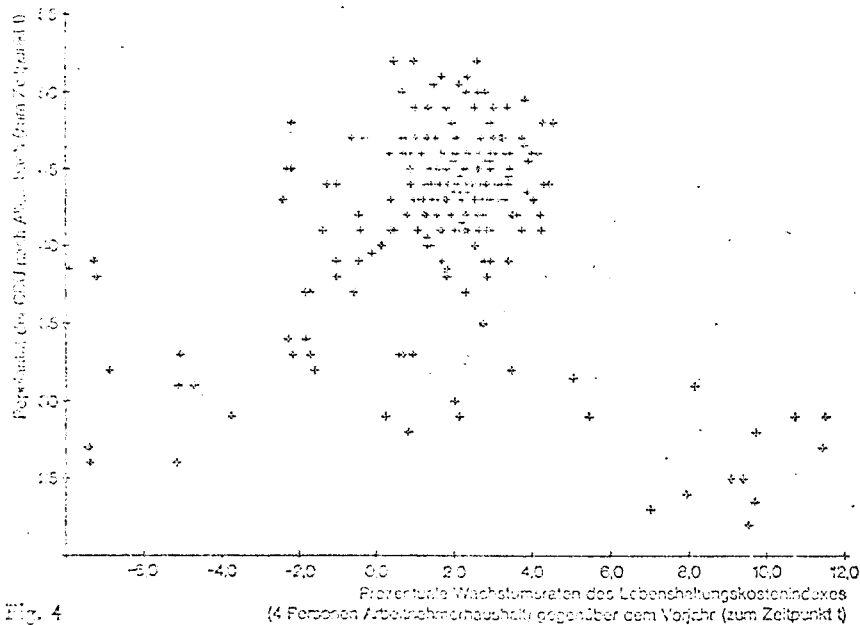


Fig. 4  
Zurückführung zu den Wachstumsraten des Nettoproduktionsindex der Industrie.

Es ist nun zu prüfen, ob sich auch die Popularität  $(X(t))$  der CDU (wie die der britischen Konservativen und Sozialisten) als autoregressiver Prozeß erster Ordnung beschreiben läßt. Würde das zutreffen, so impliziert es nach einem bekannten Satz der Spektraltheorie<sup>1)</sup>, daß das Spektrum des Prozesses

gestaltet. Es heißt also: „Können Sie mir sagen, welche Partei Ihren Ansichten am nächsten ist?“

Es wird außerdem nicht durchweg genau jeden Monat einmal gefragt. Gelegentlich gibt es zwei oder auch gar keine Befragung(en). In dem Fall wurde dem jeweiligen Monat das arithmetische Mittel aus dem vorhergehenden und dem erst im folgenden Monat zugeordnet, bzw. einer der beiden Werte willkürlich ausgewählt.

Die Autoren danken dem „Institut für Demoskopie Allensbach“ für die freundliche Bereitstellung der Daten.

<sup>1)</sup> Siehe Wilks: Mathematical Statistics, 2. Edition, New York 1962, S. 521.

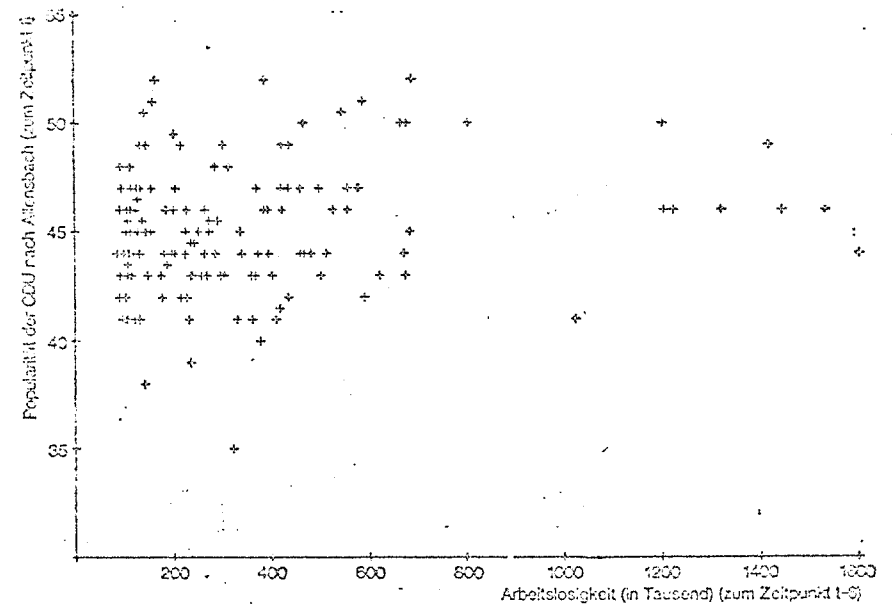


Fig. 5

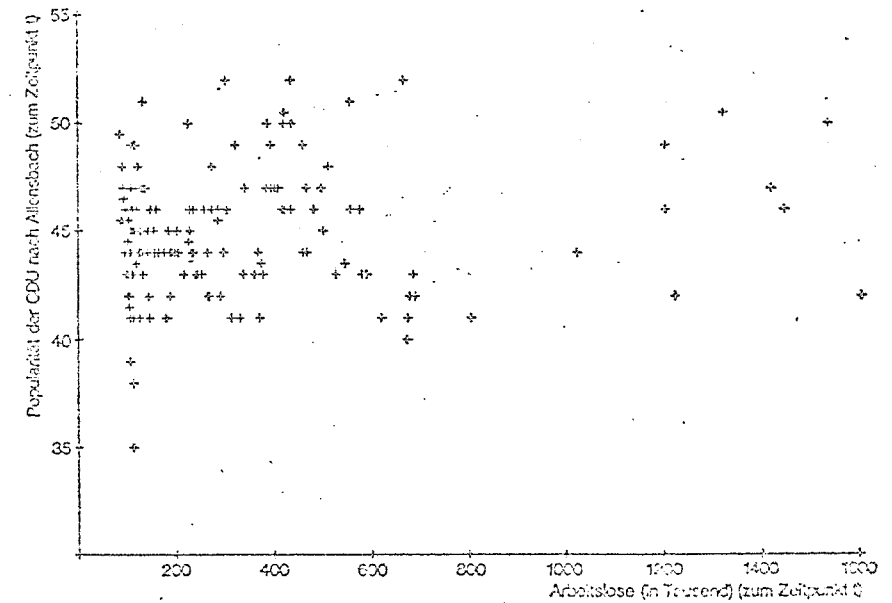


Fig. 6

$X(t) = \alpha X(t-1) + \epsilon(t)$  eine Konstante ist ( $0 < \alpha < 1$ ). Die relativ geringen Abweichungen der in Figur 7 ausgewiesenen Schätzung für dieses Spektrum von einer Konstanten geben nun keine Veranlassung, die Hypothese von einem autoregressiven Prozeß zu verwerfen<sup>12)</sup>.

Auffällig am Ergebnis ist eigentlich nur der Wert von  $\alpha$ ; er liegt jetzt bei 0,9, gegenüber 0,8 für die Konservative Partei in England. Der Unter-

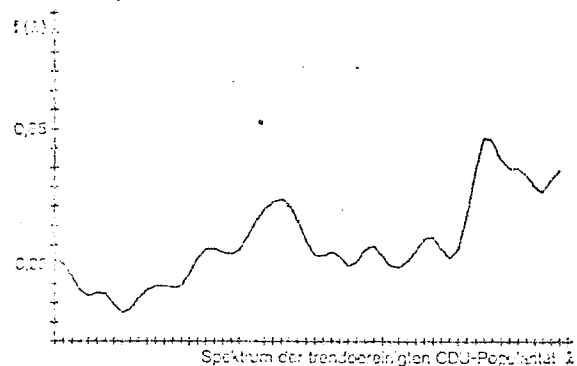


Fig. 7

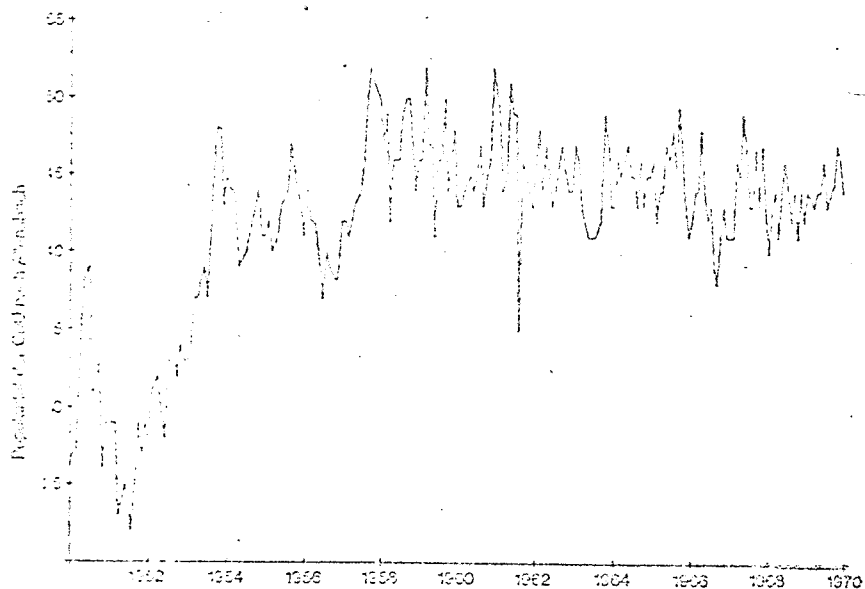


Fig. 8

<sup>12)</sup> Es gibt sich keine so hinreichend allgemeine Theorie der Vertrauensbereiche für Schätzungen von Spektren, daß sie bei empirischen Untersuchungen allgemein angewendet werden wären.

schied könnte z. T. darauf zurückzuführen sein, daß die Annahme, Realisierung eines schwach stationären Prozesses zu sein, für die CDU-Popularität insofern eine gewisse Fehlspezifikation darstellt, als sie im Laufe der Zeit permanent kleinere Parteien aufgesaugt hat. Diese langfristige Entwicklung (siehe Figur 8) hätte eigentlich eine vorherige Trendbereinigung erforderlich gemacht. Das wird hier nun zusätzlich über das  $\alpha$  erreicht. Damit wird  $\alpha$  freilich nach oben verzerrt.

Im wesentlichen gilt aber auch für die CDU die Beziehung

$$X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon(t-j)$$

d. h. ökonomische Variable beeinflussen die Popularität einer Regierungspartei allenfalls im Sinne unkorrelierter „random shocks“.

#### IV. Zur Existenz von Reaktionsschwellen

Die weitgehende Unabhängigkeit der Parteienpopularität von den ökonomischen Variablen ist so erstaunlich, daß sich die Frage stellt, ob die Daten von Gallup oder Allensbach ein geeigneter Indikator für diese Popularität sind. Die bemerkenswert guten Wahlprognosen der Institute scheinen dafür zu sprechen.

Da nun niemand ernsthaft bestreiten wird, daß wirtschaftliche Variablen einen Einfluß auf die Popularität von Regierungen haben können, mag das vorangehende Datenmaterial eine Stütze für die Existenz sogenannter „oberer Reaktionsschwellen“ sein:

Die Öffentlichkeit entzieht einer Regierung erst dann ihre Unterstützung, wenn ökonomische Größen gewisse Schwellenwerte überschreiten — d. h., wenn z. B. (wie erwähnt) die Arbeitslosigkeit in Großbritannien auf über 400 000 Personen ansteigt. Die in den vorangehenden Diagrammen zu beobachtende Unabhängigkeit der Parteienpopularität von den wirtschaftlichen Faktoren würde dann zu einem Teil das Glück und vielleicht auch die Fähigkeiten gewisser Regierungen widerspiegeln, die Werte unterhalb dieser Schwellen zu halten.

Die Reaktionsschwellen sollten nicht als unverrückbare und scharf definierte Grenzen angesehen werden. Sie dürften entscheidend abhängig sein von der Unterstützung der Regierungspartei durch die Massenmedien (Presse, Fernsehen etc.). Weil nun diese Unterstützung für die einzelnen Parteien verschieden ausfällt, sollten allein deshalb schon die Reaktionsschwellen je nach Regierungspartei differieren.

Für die Bundesrepublik läßt sich der vorangehende Satz empirisch nicht belegen, weil der erste Regierungswechsel auf Bundesebene lediglich 18 Monate zurückliegt. Für das Vereinigte Königreich könnten hingegen Figur 9 und 10 die These von den parteispezifischen Reaktionsschwellen bestätigen. In Figur 9 liegt diese Schwelle offensichtlich unter der von Figur 10. Denn in Figur 9 geht der Bereich, in dem fast gleichen Arbeitslosenzahlen stark differierende Populanzdaten zugeordnet sind, nicht über 320 000 hinaus,

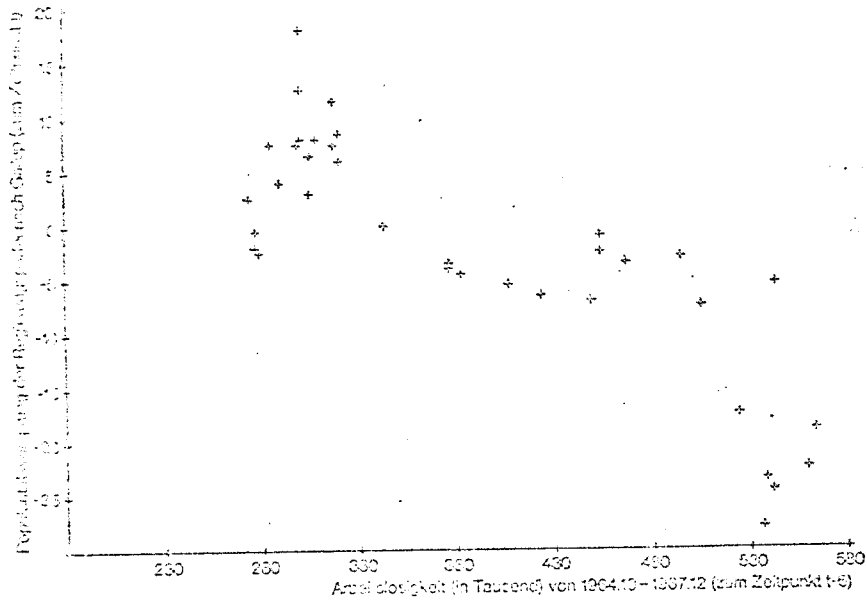


Fig. 9

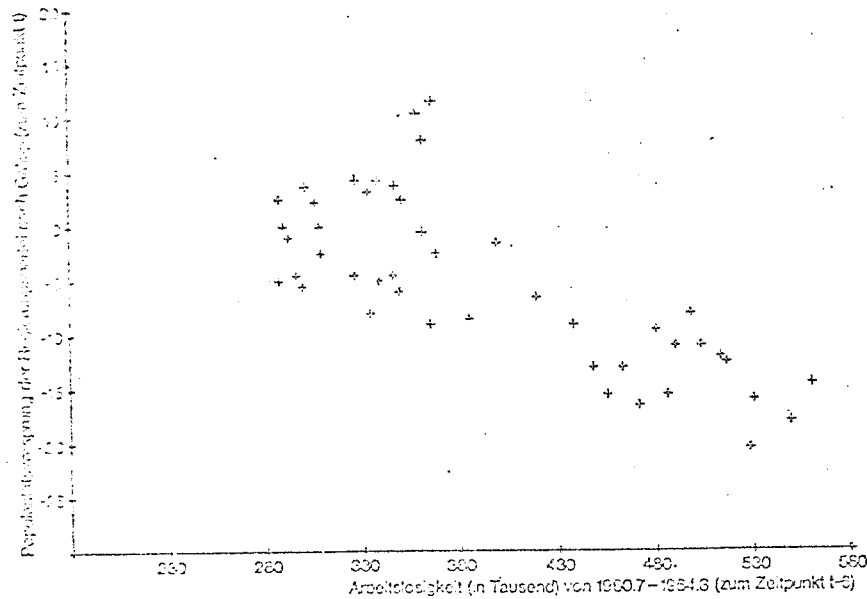


Fig. 10

während er in Figur 10 bis 370 000 reicht. Nun bezieht sich aber Figur 9 auf den Zeitraum April 65—Juni 68, in dem die Sozialisten regierten, Figur 10 auf die konservativ regierte Periode Januar 61—September 64. Die Wähler scheinen also bei einer Verschlechterung der Beschäftigungslage eher zu reagieren, wenn die Sozialisten regieren<sup>13)</sup>. Das ist insofern plausibel, weil sie von sozialistischen Regierungen z. B. aufgrund der Wahlprogramme eher eine Bekämpfung der Arbeitslosigkeit erwarten dürfen als von konservativen.

Analog würde man voraussagen, daß die Reaktionsschwelle bezüglich der Preissteigerungen bei den Konservativen niedriger als bei den Sozialisten

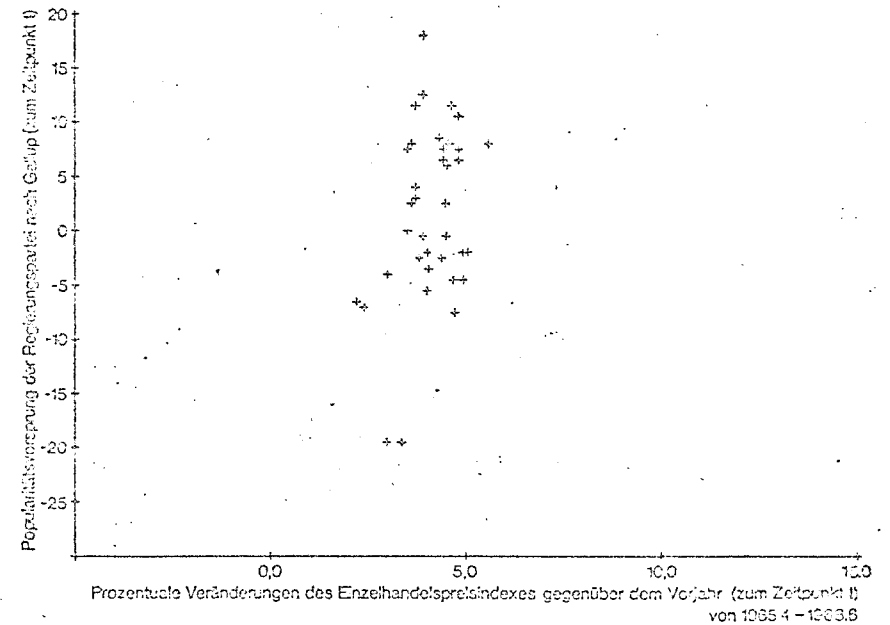


Fig. 11

liegt, weil im Wahlprogramm der Konservativen die Preisstabilität höher rangiert als bei den Sozialisten<sup>14)</sup>. Genau das bestätigt nun auch ein Vergleich von Figur 11 und 12.

Aufgrund des vorangehenden Datenmaterials könnte man schließlich

<sup>13)</sup> Der Unterschied im Niveau der Ordinatenwerte von Figur 9 und 10 wird hier vernachlässigt. Er könnte im Zusammenhang mit (nicht besonders starken) längerfristig wirkenden Faktoren stehen — 1961 waren die Konservativen bereits 10 Jahre an der Regierung.

<sup>14)</sup> Vgl. dazu die empirische Untersuchung der Parteienpräferenzen bei E. S. Kirschen, J. Benard und H. Besters et al., *Economic Policy in Our Time*. Volume I: General Policy. Amsterdam 1964, Kapitel IX, S. 227.

noch die Meinung vertreten, daß für die Reaktionsschwellen wenigstens kurzfristig nur die Überschreitung in einer Richtung bedeutsam ist: auch Untersuchungen für die Vereinigten Staaten<sup>15)</sup> haben ergeben, daß die Popularität der Regierung nur beeinflusst wird, wenn die wirtschaftliche Lage sich verschlechtert. Wenn jedoch die ökonomischen Variablen günstigere Werte aufweisen, wird diese Verbesserung nicht der Regierung zugerechnet. Bei allen gemachten Hypothesen stellt sich ganz allgemein die Frage, ob die Unterschiede zwischen den Beobachtungswerten links und rechts der Reaktions-

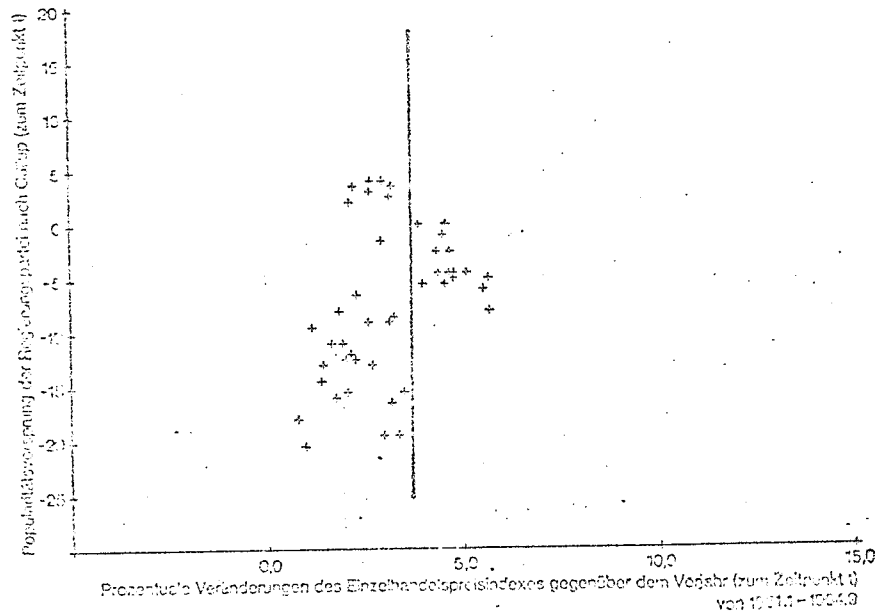


Fig. 12

schwelen überhaupt signifikant sind. Derartigen Signifikanztests sind freilich vom Umfang und der Art des Datenmaterials her Grenzen gesetzt. So steht etwa einer Anwendung der Behrens-Fischer-Statistik entgegen, daß es sich um Zeitreihen und eben nicht um zwei unabhängige Stichproben handelt.

#### V. Zur empirischen Bestimmung der Reaktionsschwellen

In den vorangehenden Abschnitten wurde weitgehend mit „optisch“ determinierten Reaktionsschwellen argumentiert. Für das Vereinigte Königreich haben die Autoren darüber hinaus auch eine regressionsanalytische Be-

<sup>15)</sup> John F. Mueller, Presidential Elections and Popularity from Truman to Johnson, *American Political Science Review* 64 (1970).

stimmung vorgenommen. Die Reaktionsschwelle bezüglich der Arbeitslosigkeit ist dabei folgendermaßen ermittelt worden: In einem ersten Schritt wurden alle Beobachtungsbefunde unabhängig von den angegebenen Gallup-Daten und den Preisveränderungen gestrichen, wenn die Arbeitslosigkeit zum gleichen Zeitpunkt weniger als 300 000 betrug. Aus dem verbleibenden Datennmaterial wurde dann eine lineare Regressionsfunktion von dem Popularitätsvorsprung der Regierungspartei auf die Preisveränderungen und die Arbeitslosigkeit geschätzt.

In einem zweiten Schritt sind dann alle Beobachtungsbefunde mit einer Arbeitslosigkeit von weniger als 350 000 eliminiert worden usw. Auf diese Weise wurden verschiedenen Zahlen zwischen 300 000 und 500 000 jeweils eine Regressionsgrade zugeordnet und jener Wert als „Reaktionsschwelle“ bezeichnet, dessen zugehörige Regressionsgrade bei sinnvollen Vorzeichen der Parameter den höchsten  $R^2$ -Wert aufwies. Die derart ermittelte Reaktionsschwelle liegt für das Vereinigte Königreich bei einer (saisonbereinigten) Arbeitslosenzahl von 400 000 (Stichprobenumfang 36). Für die Inflationsrate ergab dieses Vorgehen eine Reaktionsschwelle von 6%. Dieser Wert wurde jedoch aufgrund einer Stichprobe von nur noch 13 Daten ermittelt und ist allein schon daher wenig verlässlich.

Es stellt sich die Frage, ob andere Methoden zur Bestimmung der Reaktionsschwellen nicht zweckmäßiger wären als die oben angegebene<sup>16)</sup>. Die Autoren haben die vorangehende Methode gewählt, weil sie gleichzeitig noch eine substanzwissenschaftlich interessante Regressionsbeziehung liefert:

Setzt man für den oben betrachteten Fall die Reaktionsschwelle bezüglich der Arbeitslosigkeit gleich 400 000, so ergibt sich

$$G(t) = 57,1 - 0,12 U(t - 4) - 4,2 \Delta P(t)$$

(0,9)      (0,02)      (0,6)

Beide Parameter sind jetzt offensichtlich hoch signifikant; das dürfte sich auch durch eine Berücksichtigung der „dummy variables“ nicht ändern. Wegen der hier auftretenden „Unabhängigkeit“ der Preissteigerungen von der Arbeitslosigkeit (der einfache Korrelationskoeffizient ist 0,007) könnte diese Beziehung so interpretiert werden, daß bei hoher Arbeitslosigkeit auch schon Preiserhöhungen unterhalb der ermittelten Reaktionsschwelle (für Preiserrhöhungen) zu einem Popularitätsverlust für die Regierungspartei führen. Es bestehen also Anzeichen dafür, daß die jeweiligen Reaktionsschwellen für die verschiedenen wirtschaftlichen Variablen nicht unabhängig voneinander sind. Da der Durbin-Watson-Wert zu dieser Gleichung aber nur 0,82 be-

<sup>16)</sup> Die regressionsanalytische Bestimmung der Reaktionsschwellen steht im Übrigen nur in einem lockeren Zusammenhang zur weiter vorn unternommenen „optischen“ Determinierung. Pezzen auf Figur 9 und 10 liefern beide Verfahren zwar gegensätzliche Ergebnisse: Die regressionsanalytisch bestimmten Reaktionsschwellen der Arbeitslosigkeit liegen für die Konservativen bei 280 000, für die Labourites bei 400 000. Ein Blick auf die Figuren zeigt, daß dieser Gegensatz nicht auf die zwei Dimensionen der Regressionsanalyse zurückzuführen ist.

liegt und damit auf eine Fehlspezifikation hindeutet, wird diese Überlegung hier nicht weiter verfolgt.

## VI. Einige Schlußfolgerungen

Der vorliegende Artikel ist vorwiegend darauf bedacht, die empirischen Zusammenhänge der Fragestellung aufzuzeigen. Eine weitergehende theoretische Analyse ist an anderer Stelle vorgezogen. Einige offensichtliche Schlußfolgerungen seien jedoch bereits hier angeführt.

Langenommen, eine Regierung ergreift nur dann Maßnahmen, wenn sie sich davon eine steigende Popularität verspricht, so wird bei Berücksichtigung der im Vorangehenden aufgedeckten Reaktionsschwellen

1. ihre Passivität gefördert und
2. eine sozialdemokratische (konservative) Regierung vermutlich mindestens in bezug auf die Arbeitslosigkeit (Freiheitssteigerungen) weniger passiv sein können als eine konservative (sozialistische).
3. Statt sich am Gesamtzustand der Wirtschaft zu orientieren, wird sie diejenigen Variablen zu beeinflussen suchen, die die Reaktionsschwellen zu Überschreiten drohen. Dabei wird sie in Kauf nehmen, daß durch ihre Maßnahmen sich andere wirtschaftliche Variablen verschlechtern, solange jene ihrerseits nicht bereits einen Schwellenwert erreicht haben. Besteht allerdings die im letzten Abschnitt als möglich erachtete gegenseitige Abhängigkeit der jeweiligen Reizschwellen, so gilt diese Folgerung nur abgemildert: die Überschreitung einer Reizschwelle macht die Wähler in bezug auf unerwünschte Entwicklungen anderer Größen sensibler. Wenn gleichzeitig mehrere Variablen die Reaktionsschwelle der Wähler überschreiten, ist eine derartige Kompensation durch Variablen innerhalb des Reaktionsbereiches nicht mehr möglich: der Regierung drohen in diesem Falle ernsthaftere Popularitätsverluste, die zu einer Wahlniederlage führen können<sup>11)</sup>.
4. Wegen der Flexibilität der Reaktionsschwellen sieht die Regierung keine Veranlassung, die „bestmögliche“ Konstellation der Variablen anzustreben, weil dadurch ja ihre Popularität nicht erhöht wird.

### Summary

#### The Influence of Economic Variables upon Government Popularity — An Empirical Analysis

The growth rate of production, of prices and the rate of unemployment influence monthly government popularity series only if these variables cross react on thresholds of the voters. Within these empirically measurable boundaries,

<sup>11)</sup> Dieser Fall kann etwa auftreten, wenn infolge Infrastrukturmangels sowohl das Wachstum der Wirtschaft abnimmt, als auch die Inflation steigt. Vgl. dazu Bruno S. Frey: Eine politische Theorie wirtschaftlichen Wachstums. *Kyklos* 21 (1968).

popularity series are random, while outside the relationship between popularity and economic variables can be evaluated by regressions.

A recent article by Goodhart and Bhansali maintains that popularity series are not random in the U. K. This view is disproved for methodological reasons and using their own figures. Some conclusions are drawn as to government behaviour when such voters' reaction thresholds exist.

Professor Dr. Bruno S. Frey, Dr. Hermann Garbers, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, 775 Konstanz, Jacob-Burckhardt-Str., Postfach 733.