

Weck, Hannelore

Working Paper

Alternative Schätzungen von Popularitätsfunktionen bei Beachtung modellbedingter Restriktionen

Diskussionsbeiträge, No. 110

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Weck, Hannelore (1978) : Alternative Schätzungen von Popularitätsfunktionen bei Beachtung modellbedingter Restriktionen, Diskussionsbeiträge, No. 110, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft und Statistik, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/78125>

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
WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFT UND STATISTIK
UNIVERSITÄT KONSTANZ

Alternative Schätzungen von
Popularitätsfunktionen
bei Beachtung modellbedingter
Restriktionen

Hannelore | Weck

Nr. 110

DISKUSSIONSBEITRÄGE

D-7750 Konstanz
Postfach 7733

A 9 2638 78 Weltwirtschaft
Kiel

Alternative Schätzungen von
Popularitätsfunktionen
bei Beachtung modellbedingter
Restriktionen

Hannelore | Weck

Nr. 110

Mai 1978

Ag 2638 78 *g* Weltwirtschaft
Kiel

Diskussionsbeiträge
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft und Statistik
der Universität Konstanz

<u>INHALT</u>	Seite
1. <u>Einleitung</u>	1
2.1. Das Modell	3
2.2. Vorbemerkungen	5
3. <u>Unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung der Popularitätsfunktion</u>	
3.1. Anmerkungen	6
3.2. Popularitätsfunktion des Vereinigten Kö- nigreichs	6
3.3. Popularitätsfunktion der Bundesrepublik Deutschland	9
3.3.1. BRD, Die CDU-Regierung 1951 - 1966	9
3.3.2. BRD, Die SPD/FDP-Regierungskoalition 70-76	11
4. <u>Schätzung der Popularitätsfunktion bei Be- achtung der modellbedingten Restriktionen</u>	
4.1. Problemstellung	16
4.2. <u>Die Logit-Analyse</u>	
4.2.1. Theoretische Grundlagen	18
4.2.2. Anmerkungen zur Durchführung der Schätzung	19
4.2.3. Vereinigtes Königreich	20
4.2.4. Bundesrepublik Deutschland	20
4.3. <u>Die beschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung</u>	
4.3.1. Vorbemerkungen	23
4.3.2. Vereinigtes Königreich	24
4.3.3. Bundesrepublik Deutschland	26
5. <u>Vergleich der Ergebnisse der alternativen Schätzungen</u>	28
6. Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen	35
 <u>Anhang</u>	
A1. Die Daten	37
A2. Schätzverfahren	38
A3. Tabellenanhang	39
A4. Anmerkungen	41
A5. Literaturverzeichnis	43

1. Einleitung

Die Ökonomische Theorie der Politik beschäftigt sich damit, die Beziehungen zwischen dem politischen und dem wirtschaftlichen Teilsystem unserer heutigen westlichen demokratischen Gesellschaft zu erfassen. Innerhalb dieses Systems finden in bestimmten Abständen Wahlen zur Bildung einer Regierung statt. Diese ist über die Legislaturperiode an der Verwirklichung verschiedener wirtschaftspolitischer Ziele interessiert, um an der Macht zu bleiben und weiterhin die eigenen Vorstellungen durchsetzen zu können.

Jeder einzelne Stimmbürger hat die Möglichkeit, bei allgemeinen Wahlen seine Zufriedenheit mit der durchgeführten Regierungspolitik auszudrücken. Als rational handelnder Wähler orientiert er sich bei seiner Wahlentscheidung vorwiegend an seiner persönlichen Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage¹, die weitgehend durch wirtschaftspolitische Indikatoren wie z.B. die Arbeitslosenquote, die Inflationsrate und die Höhe des verfügbaren Einkommens bestimmt wird. Diese Werte sind zudem direkt und ohne hohe Informationskosten für jeden Wähler zugänglich.

Für die ökonometrische Untersuchung dieses Zusammenhangs wird vielfach auf Grund der geringen Verfügbarkeit von Wahldaten auf Popularitätsdaten zurückgegriffen.² Diese werden für die hier untersuchten Länder, das Vereinigte Königreich und die Bundesrepublik Deutschland, seit 1947 bzw. 1950 regelmäßig erhoben und veröffentlicht.³

Die bisherigen Studien über Popularitätsfunktionen, die für europäische Länder und für die USA von GOODHART/BHANSALI (1970), FREY/GARBERS(1971,1972), KRAMER(1971), STIGLER(1973), MILLER/MACKIE(1973) sowie KIRCHGAESSNER(1974,1976) und RONNING/SCHNEIDER(1977) erstellt wurden, beschäftigen sich vorwiegend mit inhaltlichen Fragen und der Spezifikation des zugrunde liegenden Modells. RONNING/RINGWALD(1977a) gehen näher auf die speziellen statistischen Probleme ein, die aus der Verwendung von Popularitätsdaten als endogene Variable resultieren. Die unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Methode, die üblicherweise in diesen Studien zur Schätzung von Popularitätsfunktionen angewendet wird, berücksichtigt nicht, daß

die abhängigen Variablen, die Popularitäten der verschiedenen Kategorien, auf ein endliches Intervall beschränkt sein und sich auf 100% bzw. den Wert 1 aufsummieren müssen.

Alternative Methoden zur Schätzung von Popularitätsfunktionen bei Beachtung dieser durch das Modell bedingten Restriktionen sind die beschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung und die Probit- bzw. Logit-Analyse. Erste Untersuchungen von RONNING, RINGWALD (1977a) für die BRD ergaben bisher jedoch keine wesentlichen Verbesserungen oder Unterschiede gegenüber der gewöhnlichen OLS-Schätzung.

Diese Ergebnisse können allerdings nicht als sehr repräsentativ angesehen werden, da sich die Schätzung nur auf einen relativ kurzen Beobachtungszeitraum bezieht.

Die Untersuchungen von RONNING, RINGWALD (1977a) werden innerhalb dieser Arbeit insofern weitergeführt, als mit Längsschnittdaten, die den statistischen Anforderungen genügen, Schätzungen mit und ohne Berücksichtigung der erwähnten Restriktionen durchgeführt und verglichen werden. Ziel dieser Untersuchungen ist, eine Aussage darüber machen zu können, ob die Anwendung modifizierter Schätzverfahren auf die Popularitätsfunktion starke Unterschiede in den Parameterschätzungen ergibt, so daß die unbeschränkte OLS-Methode in diesem Zusammenhang nicht mehr gerechtfertigt werden kann.

Zunächst werden dazu alternative Strukturen der Popularitätsfunktion mit Hilfe der unbeschränkten "Ordinary-Least-Squares-Method" untersucht. Im zweiten Teil der Arbeit werden wir auf die durch das Modell bedingten Restriktionen, die beschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung und die Logit-Analyse eingehen; Gleichungen, die nach der OLS-Schätzung die Regressionsgleichung ausreichend zu erklären vermögen, werden alternativ mit diesen Verfahren geschätzt. Abschließend werden wir versuchen, die geschätzten Funktionen, die theoretischen und empirischen Werte und die Prüfstatistiken zu vergleichen und daraus ein Ergebnis der Untersuchung abzuleiten.

2.1. Das Modell

Ausgangspunkt für die Untersuchung des Zusammenhangs der Parteienpopularität und der wirtschaftlichen Entwicklung eines Staates ist in den erwähnten Studien die Annahme, daß der Wähler rational in dem Sinne handelt⁴, daß er über die Veränderung der wichtigsten wirtschaftspolitischen Variablen informiert ist. Bei der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage wird er sich vorwiegend an solchen ökonomischen Indikatoren ausrichten, die ihm ohne allzu hohe Informationskosten zur Verfügung stehen und in gewisser Weise seine persönliche Situation tangieren. Neben der Arbeitslosenquote und der Inflationsrate als Indikatoren für die Erreichung der Ziele Vollbeschäftigung und Preisniveaustabilität könnte vor allem auch die Veränderungsrate des nominellen verfügbaren Einkommens für die Wahlentscheidung von Bedeutung sein.⁵

Die Abhängigkeit der Parteienpopularität (POP) von den wirtschaftlichen Indikatoren, der Arbeitslosenquote (ALQ), der jährlichen Preissteigerungsrate (PS) und der jährlichen Wachstumsrate des verfügbaren nominellen Einkommens (WYDN) kann als Funktion

$$(2.0.1) \quad \text{POP} = f(\text{ALQ}, \text{PS}, \text{WYDN}) + u$$

dargestellt werden. Wir erwarten, daß sich die wirtschaftlichen Variablen und die Popularität der Regierung (POP(RP)) bzw. der Opposition (POP(OP)) negativ bzw. positiv korreliert sind, dh. wir erwarten ein negatives Vorzeichen für die Koeffizienten der Regierungspartei und ein positives für die Oppositionspartei. Somit gelten folgende Annahmen für die partiellen Ableitungen der Popularitäten nach den einzelnen ökonomischen Indikatoren:

$$\begin{array}{l} \frac{\partial \text{POP(RP)}}{\partial \text{PS}} < 0 \quad \text{und} \quad \frac{\partial \text{POP(RP)}}{\partial \text{ALQ}} < 0 \quad , \\ \frac{\partial \text{POP(OP)}}{\partial \text{PS}} > 0 \quad \text{und} \quad \frac{\partial \text{POP(OP)}}{\partial \text{ALQ}} > 0 \quad . \end{array}$$

Die Popularität der Parteien reagiert möglicherweise nur innerhalb bestimmter Schwellen auf eine Veränderung der wirtschaftlichen Indikatoren⁶. Dieses inhaltliche Argument kann auch methodisch über die Bedingungen für die endogenen

Variablen des Modells hergeleitet und durch entsprechende Schätzverfahren berücksichtigt werden. Darauf werden wir später noch zurückkommen.

Da jeder Wähler die Möglichkeit der Enthaltung hat, können wir nicht ohne weiteres Symmetrie zwischen der Regierungs- und der Oppositionspartei erwarten. In einem Mehrparteiensystem, in dem die einzelnen Parteien Regierungs- und Oppositionskoalitionen bilden, wird, wie Untersuchungen von RONNING, SCHNEIDER (1976) und KIRCHGAESSNER (1976) zeigen, vorwiegend die dominante Regierungspartei für die Politik verantwortlich gemacht. Für die Koeffizienten der erklärenden Variablen in den Gleichungen der kleineren Koalitionspartner können in diesem Fall keine Aussagen über die zu erwartenden Vorzeichen gemacht werden.

Neben den ökonomischen Variablen muß in der Popularitätsfunktion die endogen verzögerte Variable berücksichtigt werden. Sie verdeutlicht den Einfluß der Politik der vergangenen Perioden und kann als "Vergessenrate der Wähler" interpretiert werden. Die Wähler bewerten die Vergangenheit umso stärker, je höher der Parameterwert der endogen verzögerten Variable ist. Als Maß für den Einfluß politischer Faktoren auf die Popularität steht als einzige Zeitreihe die Popularität des Regierungschefs zur Verfügung, welche die Zufriedenheit der Wähler mit dessen wirtschaftspolitischen Leistungen und seiner Person selbst wieder spiegelt. In Anlehnung an KIRCHGAESSNER (1976) wollen wir auf Grund fehlender Bestimmungsfaktoren für diese Variable unterstellen, daß der Einfluß einseitig ist, dh. die Wähler schließen von der Politik des Regierungschefs auf die Partei und nicht umgekehrt. Wir müssen dabei allerdings damit rechnen, daß eventuell Multikollinearität zwischen den vorherbestimmten Variablen besteht, die zu Verzerrungen der Parameterschätzungen führen kann.

Als erklärende Variablen für die Schätzung der Popularitätsfunktionen des Vereinigten Königreichs (UK) und der Bundesrepublik Deutschland (BRD) verwenden wir in den folgenden Untersuchungen die eventuell verzögerten, saisonbereinigten Zeitreihen der Arbeitslosenquote, der Preissteigerungsrate und, soweit vorhanden, des verfügbaren Einkommens, die Popularität des Regierungschefs und die endogen verzögerte Variable.⁸

2.2. Vorbemerkungen

An Hand der verwendeten Variablen ergeben sich folgende Schätzprobleme: Da wir es mit Zeitreihen zu tun haben, können Verzerrungen durch autokorrelierte Störglieder in den Gleichungen nicht ausgeschlossen werden. Die Einbeziehung der endogen verzögerten Variable führt möglicherweise für zu kleine Stichproben zu Multikollinearität zwischen dieser und den exogenen Variablen. Zudem entstammen die abhängige Variable und die Popularität des Regierungschefs derselben Stichprobe und es ist zu erwarten, daß die Meßfehler der beiden Zeitreihen hoch korreliert sind. Damit wird der Einfluß des Regierungschefs auf Kosten der anderen Variablen eventuell überschätzt.

An den Schätzzeitraum müssen folgende Forderungen gestellt werden, um eine Anwendung der statistischen Verfahren zu ermöglichen: a) Die Struktur des politischen Systems darf sich über den Beobachtungszeitraum nicht entscheidend verändert haben, dh. insbesondere, es darf kein Regierungswechsel stattgefunden haben. b) Die Bedeutung der ökonomischen Variablen für den Wirtschaftsablauf und den einzelnen Wähler muß über den Beobachtungszeitraum konstant sein. Die Verletzung dieser beiden Bedingungen kann gegebenenfalls durch eine Trend- oder Dummy-Variable aufgefangen werden. c) Die Parameter des Systems müssen über den geschätzten Zeitraum konstant sein. - Um zufällige Korrelationen ausschließen zu können, muß außerdem ein genügend langer Stichprobenumfang zur Verfügung stehen. Um diesen Forderungen gerecht zu werden, werden wir im folgenden nur solche Perioden untersuchen, in denen die Regierung über einen längeren Zeitraum von derselben Partei oder Parteienkoalition gestellt wurde und gleichzeitig die wirtschaftliche Struktur keinen wesentlichen Änderungen unterlag.⁹

Schätzungen der Popularitätsfunktion werden für das Vereinigte Königreich und die Bundesrepublik Deutschland durchgeführt. Es werden transformierte Popularitätsdaten der Regierung, Opposition und der Parteien verwendet, in denen der Anteil der Unentschiedenen nicht enthalten ist.¹⁰

3. Unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung der Popularitätsfunktion

3.1. Anmerkungen

Die unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung geht von einem linearen Zusammenhang der endogenen und vorherbestimmten Variablen aus und unterstellt, daß die stochastischen Glieder der einzelnen Gleichungen normalverteilt seien mit

$$(3.1.1a) \quad E(u) = 0$$

$$(3.1.1b) \quad E(uu') = \sigma^2 I ,$$

dh. die Steuung der u_t ist endlich und zeitlich unkorreliert

Damit wird in diesem Modell nicht berücksichtigt, daß auf Grund der Eigenschaften der endogenen Variable (siehe Kap.4) Heteroskedastie der Residuen vorliegt, und die Annahme (3.1.1b) somit nicht erfüllt ist. Für die transformierten Daten gilt jedoch bei Vernachlässigung der kleineren Parteien die Beziehung: $POP(RP)=100-POP(OP)$, so daß eine simultane Schätzung nicht zur Erklärung des Modells beitragen kann

Die Gleichungen, in denen die Durbin-Watson-Statistik (DW) auf Autokorrelation der Residuen hindeutet, müssten mit geeigneten Verfahren autoregressiv transformiert werden. Dies wurde hier nicht durchgeführt, es soll an dieser Stelle aber auf entsprechende Schätzungen mit der iterativen Kleinst-Quadrate-Methode von KIRCHGAESSNER(1976) und SCHNEIDER(1977) hingewiesen werden.

3.2. Popularitätsfunktion des Vereinigten Königreichs

Für die Untersuchung der Popularitätsfunktion des Vereinigten Königreichs ziehen wir die Zeit der 'Conservative Party' in der Regierung und einer Oppositionskoalition der 'Labour' und der 'Liberal Party' heran. Schließt man davon die ersten 50iger Jahre mit den durch die Koreakrise verursachten hohen Inflationsraten aus, so erhalten wir einen relativ langen, konstanten Schätzzeitraum von Herbst 1953 bis Herbst 1964 (Quartalsdaten) mit 45 Beobachtungen. Der Einfluß der ökonomischen Variablen auf die Popularität der einzelnen Oppositionsparteien soll hier nicht näher untersucht werden.¹²

Betrachten wir zunächst den Einfluß der wirtschaftlichen Variablen (Arbeitslosenquote und Preissteigerungsrate, eine Einkommensrate ist für Großbritannien nicht verfügbar) auf die Popularität (siehe Tab.1). Dabei gehen wir von einem um zwei Quartale verzögerten Einfluß der Inflationsrate und unverzögerter Einwirkung der Arbeitslosenquote aus. Diese 'Lag'-struktur kann eventuell dem stärkeren Gewicht des Vollbeschäftigungsziels in dem Vereinigten Königreich zugeschrieben werden¹³, zum anderen erscheint es sinnvoll anzunehmen, daß die Wähler mit einer gewissen Verzögerung auf eine Veränderung der Inflationsrate reagieren. Die Schätzung (Tab.1, Gleichungen 1 und 4) führt somit zu signifikanten Koeffizienten mit dem theoretisch erwarteten Vorzeichen für die Regierung und die Opposition. Jedoch wird

Tab.1

Vereinigtes Königreich
 Popularität der Regierung und Opposition; transformierte Daten
 3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen; OLS-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS _{t-2}	ALQ	POP _{t-1}	PM	R ²	DW(h)	F	FG
1	RP(CON)	62.44* (16.94)	-1.41* (-3.61)	-9.20* (-5.70)			0.40	0.81	16	42
2	RP(CON)	11.27 (1.43)	-0.28 (-0.88)	-1.08 (-0.66)	0.80* (6.86)		0.71	1.94 (-0.05)	39	41
3	RP(CON)	38.28* (10.39)	-0.70* (-2.74)	-4.97* (-4.45)		0.28* (8.33)	0.77	1.43	52	41
4	OP (LAB/LIB)	35.96* (9.81)	1.46* (3.78)	9.48* (5.91)			0.42	0.84	18	42
5	OP (LAB/LIB)	8.25* (1.78)	0.28 (0.91)	1.05 (0.65)	0.81* (7.09)		0.73	1.96 (-0.08)	42	41
6	OP (LAB/LIB)	60.03* (16.46)	0.76* (3.00)	5.26* (4.76)		-0.28* (-8.39)	0.78	1.47	54	41

Erläuterungen

Die Werte in Klammern geben den t-Wert des jeweiligen Koeffizienten an.

Zur Bedeutung der statistischen Prüfgrößen t, R² und F-Statistik siehe z.B. bei JOHNSTON(1972) oder SCHÖNFELD(1969).

Zur Bedeutung der Regressoren siehe Anhang.

*, **, + bedeutet, daß die entsprechende Variable auf dem 99%-, 95%-(einseitige Fragestellung) bzw. dem 95%-(zweiseitige Fragestellung) Niveau signifikanten Einfluß hat.

Die Werte in Klammern unter der DW-Statistik geben den h-Wert der DURBIN-Statistik an. Kritischer Wert auf dem 5%-Niveau (einseitige Fragestellung) ist $\bar{h} = 1.96$.

durch die Variablen nur ein Drittel der Gesamtvarianz der abhängigen Variable erklärt und der DW lässt auf Autokorrelation der Residuen schließen.

Unter Einbeziehung der endogen verzögerten Variable erhalten wir einen relativ starken, hoch signifikanten Einfluß dieser Variable auf die Regierungs- und Oppositionspopularität, dh. die Vergessensrate ist gering und die Wähler orientieren sich stark an der Politik der Vergangenheit. Die wirtschaftlichen Variablen weisen hingegen nun keinen signifikanten Einfluß mehr auf. Angesichts der h-Werte der DURBIN-Statistik liegt jedoch keine Autokorrelation der Störglieder vor. Der Korrelationskoeffizient zwischen der endogen verzögerten Variable und der Arbeitslosenquote liegt mit -0.60 relativ hoch und lässt darauf schließen, daß möglicherweise Multikollinearität zwischen diesen Variablen vorliegt, die zu Verzerrungen der Parameter führt. Wir schließen daher im folgenden für die Popularitätsfunktion des Vereinigten Königreichs die endogen verzögerte Variable aus.

Der Einfluß der Popularität des Prime Minister ist in den entsprechenden Gleichungen 3/6 zwar sehr gering, aber hoch signifikant. Die Koeffizienten der wirtschaftlichen Variablen weisen die erwarteten Vorzeichen auf und sind ebenfalls hoch signifikant. Die Erklärungskraft des Modells erhöht sich durch den Einschluß der Popularität des Prime Minister um 32 bzw. 31 Prozentpunkte auf 77/78%, und die Korrelationskoeffizienten zwischen der Popularität des Regierungschefs und der Arbeitslosenquote bzw. der Preissteigerungsrate liegen mit den Werten -0.33 und -0.01 in einem niederen Bereich und wir können daher erwarten, daß keine Verzerrungen durch Multikollinearität dieser Variablen auftreten. Dieses Ergebnis wird auch dadurch bestätigt, daß die Regression der Popularität des Prime Minister bezüglich der wirtschaftlichen Variablen auf keinen signifikanten Einfluß schließen lässt (siehe Anhang, Tab.A1).

Auf Grund der bisherigen Ergebnisse gehen wir im weiteren auf folgende Popularitätsfunktionen für Großbritannien näher ein:

$$\text{POP(RP)}_t = f(\text{ABS}, \text{PS}_{t-2}, \text{ALQ}_t, \text{PM}_t) \quad ,$$

$$\text{POP(OP)}_t = f(\text{ALS}, \text{PS}_{t-2}, \text{ALQ}_t, \text{PM}_t) \quad .$$

Alle Koeffizienten weisen das theoretisch erwartete Vorzeichen auf; ihr Einfluß auf die Popularität beider Parteien ist hoch signifikant. Bei einer Erhöhung der Inflationsrate um einen Prozentpunkt (1%) in der vorletzten Periode sinkt die Popularität der Regierung in t um 0,7% (Prozentpunkte), die Opposition gewinnt etwa 0,8%. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote bewirkt gegenüber der Preissteigerungsrate eine sechsfache Veränderung der Popularität. Dies läßt darauf schließen, daß die Wähler eine Verletzung des Vollbeschäftigungsziels in diesem Beobachtungszeitraum stärker bewerteten. Die DW-Statistik liegt in beiden Gleichungen im Unsicherheitsbereich des Tests.

3.3. Die Popularitätsfunktion der Bundesrepublik Deutschland

Für die BRD umfassen jeweils die Zeiten der CDU-Regierung von 1951-1966 und der sozialliberalen Koalition 1970-1976 eine für die Schätzung ausreichende Anzahl von Beobachtungen und weisen in etwa eine konstante politische und wirtschaftliche Struktur auf. Die Schätzungen werden für die Regierung, die Opposition und die dominanten Parteien durchgeführt.

3.3.1. Die CDU-Regierung 1.1951 - 3.1966

In diesem Zeitraum Anfang 1951 bis Oktober 1966 stellten die CDU die dominante Regierungs- und die SPD die Oppositionspartei. Wie wir in Tab.2 sehen, weisen die wirtschaftlichen Einflußgrößen allein nur eine geringe Erklärungskraft auf, und der niedere DW läßt auf positive Autokorrelation der Residuen schließen. Die Veränderungsrate des verfügbaren Einkommens wird im folgenden auf Grund der geringen t -Werte (Gl. 9) in den Schätzungen dieses Zeitraums vernachlässigt. Auch verschiedene Lagstrukturen der wirtschaftlichen Indikatoren können nicht zu einer besseren Erklärung des Modells beitragen, weshalb wir uns auf die unverzögerten Zeitreihen beschränken werden. Außerdem ist zu vermuten, daß zwischen der Popularität des Bundeskanzlers und den wirtschaftlichen Variablen Multikollinearität vorliegt, da die Kanzlerpopularität als endogene Variable zu etwa 60% durch diese erklärt werden kann (siehe Tab.A2) und die Korrelationskoeffizienten zwischen Kanzlerpopularität und Inflationsrate -0.59 und der Arbeitslosenquote -0.26 betragen. Wir müssen

Tab.2

Bundesrepublik Deutschland

Popularität der Regierung, Opposition und der Parteien (transformierte Daten)
1.1951 - 3.1966, 63 Beobachtungen; OLS-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variab.	ABS	PS	ALQ	DYVN	TREND	POP _{t-1}	R ²	DW/h	F	FG
1	RP(CDU) (n)	57.72* (53.11)	-1.32* (-5.11)	0.10 (0.56)				0.27	0.46	13	60
2	RP(CDU) (n)	16.48* (2.95)	-0.47* (-2.95)	-0.19 (-0.63)		-0.06 (-1.01)	0.77* (10.98)	0.78	2.01 (-0.29)	57	58
3	OP(SPD) (n)	40.86* (58.71)	0.62* (3.76)	-1.01* (-8.90)				0.59	0.78	47	60
4	OP(SPD) (n)	10.90* (2.89)	0.24+ (1.90)	0.15 (0.64)		0.12* (2.44)	0.59* (5.77)	0.80	1.86 (0.40)	65	58
5	CDU	49.53* (66.66)	-1.01* (-5.69)	-1.31* (-10.80)				0.70	0.78	75	60
6	CDU	20.02* (3.74)	-0.37* (-2.47)	-0.71* (-2.36)		-0.07 (-1.37)	0.66* (7.30)	0.84	1.82 (0.53)	87	58
7	SPD	41.38* (60.46)	0.57* (3.48)	-1.05* (-9.38)				0.61	0.76	50	60
8	SPD	10.30* (2.69)	0.21+ (1.71)	0.07 (0.31)		0.10* (2.09)	0.64* (6.51)	0.81	1.82 (0.71)	69	58
9	RP(CDU)	57.56* (24.90)	-1.33* (-4.65)	0.09 (0.40)	0.02 (0.08)		1	0.26	0.46	9	59

Erläuterungen siehe Tab.1 .

(n) bedeutet, daß die entsprechenden Popularitätsdaten um unterschiedlichen Niveaus der Legislaturperioden von 1951 bis 1976 bereinigt wurden; deshalb können wir nicht mit identischen Ergebnissen für die Popularitätsfunktion der Regierung bzw. der Opposition und der einzelnen Parteien rechnen.

daher damit rechnen, daß dies zu Verzerrungen der Parameterschätzungen führt, und werden für diesen Zeitraum die Popularität des Regierungschefs nicht weiter berücksichtigen.

Wir führen außerdem eine lineare Trendvariable über den gesamten Zeitraum ein, um exogene Einflüsse wie den Abbau der Nachkriegsarbeitslosigkeit und ein 'Aufsaugen' der kleineren durch die größeren Parteien abbilden zu können.

Durch den Einschluß dieser Trendvariable und der endogen verzögerten Variable kann die erklärte Varianz der Popularitätsfunktion erheblich verbessert werden; zugleich bestätigt der h-Test die Nullhypothese auf zeitliche Unabhängigkeit der Residuen und wir müssen folglich nicht mit Verzerrungen auf Grund von Autokorrelation rechnen. Die Koeffizienten

wirtschaftlichen Indikatoren haben in allen Gleichungen das theoretisch erwartete Vorzeichen und weisen der Richtung nach auf eine symmetrische Beziehung zwischen Regierungs- und Oppositionspartei hin. Das Bestimmtheitsmaß beträgt 0.87 bzw. 0.84, und der DW deutet in keinem Fall auf Autokorrelation der Residuen. Während wir durchweg einen signifikanten Einfluß der Inflationsrate erhalten, weist die Arbeitslosenquote, wie auch KIRCHGAESSNER(1976) mit Monatsdaten festgestellt hat, einen relativ hohen Parameterwert und einzig in der Gleichung der CDU einen signifikanten Einfluß auf. Die Trendvariable beeinflusst sowohl die Popularität der Opposition als auch der SPD signifikant, weist aber andererseits unerwarteterweise in der Popularitätsfunktion der Regierung und der CDU ein negatives Vorzeichen auf und ist nicht signifikant. Der Korrelationskoeffizient von -0.94 zwischen der Arbeitslosenquote und der Trendvariable läßt hohe Multikollinearität zwischen diesen Zeitreihen vermuten, die möglicherweise die Parameterschätzungen verzerrt (in der Schätzung der Popularitätsfunktion mit der Inflationsrate und linearem Trend als erklärende Variablen allein erhalten wir auch für die Regierung und die CDU einen positiven Parameterwert der Trendvariablen). Da jedoch die Arbeitslosenquote als auch die Trendvariable einen bestimmten Beitrag zur Erklärung des Modells leisten, werden wir beide heranziehen; ein Vergleich des Einflusses der wirtschaftlichen Variablen auf die Popularität ist aber kaum sinnvoll.

3.3.2. Die SPD/FDP-Regierungskoalition 1970 - 1976

In der Zeit 1.1970 - 4.1976 haben wir ein Drei-Parteien-Modell mit der SPD und FDP, die gemeinsam die Regierung bilden, und der CDU in der Opposition. Während die FDP aus innerparteilichen Gründen bis 1974 starken Schwankungen unterlag, spielte sich ihre Popularität dann ab 1975 auf einem konstanten Niveau zwischen 8-9% ein. KIRCHGAESSNER (1976) versucht, diese Entwicklung mit einer linearen Trendvariable in den Gleichungen der FDP aufzufangen. Da die Logit-Analyse allerdings ein Modell voraussetzt, in welchem alle Kategorien von denselben erklärenden Variablen abhängig sein müssen, schließen wir eine Trendvariable nicht mit in die Schätzung ein, auch wenn damit der Entwicklung innerhalb

der Zeitreihe der FDP-Popularität nicht Rechnung getragen werden kann.

Die Schätzungen der Popularitätsfunktion in Abhängigkeit von den ökonomischen Indikatoren und der endogen verzögerten Variable (siehe Tab.3, Gl.1-2) zeigen weder für die Regierung noch für die Opposition einen signifikanten Einfluß der verzögerten Popularität, und der geringe Koeffizient um 0.1 lässt auf eine hohe Vergessensrate der Wähler schließen. Wir ziehen daher die endogen verzögerte Variable für diesen Zeitraum nicht weiter zu der Erklärung des Modells heran.

Dem gegenüber weist die Popularität des Bundeskanzlers wie schon in den vorausgehenden Schätzungen einen geringen, aber hoch signifikanten Einfluß auf. Der Koeffizient der Arbeitslosenquote ist weiterhin in beiden Gleichungen signifikant und hat das theoretisch erwartete Vorzeichen (Tab.3). Dies trifft nicht für die Preissteigerungsrate zu. Der hoch signifikante Einfluß der Inflationsrate auf die Kanzlerpopularität als abhängige Variable (siehe Anhang, Tab.A2) deutet jedoch darauf hin, daß zwischen diesen Variablen möglicherweise Multikollinearität besteht, welche zu Verzerrungen führen kann. Um dennoch den Einfluß beider Variablen auf die Parteienpopularität untersuchen zu können, testen wir für den Beobachtungszeitraum 1970-1976 alternativ die Popularitätsfunktion in Abhängigkeit von der Arbeitslosenquote und der Preissteigerungsrate und der Arbeitslosenquote und der Popularität des Bundeskanzlers (Tab.3, Gl.5-9 bzw. Gl.10-14).

Bemerkenswert ist noch, daß in der Regression der Kanzlerpopularität (Anhang, Tab.A3) eine Erhöhung der Arbeitslosenquote einen Anstieg, und nicht wie erwartet einen Rückgang der Popularität des Regierungschefs bewirkt. Mit diesem Ergebnis stimmen auch neuere Umfrageergebnisse z.B. von R.WILDENMANN¹⁴, überein: Obwohl die Frage der Vollbeschäftigung in den letzten Jahren enorm an Bedeutung gewann und die Sorge der Bürger um einen sicheren Arbeitsplatz anscheinend stark zunahm - "...: 52,7 Prozent der Wähler halten die Erwerbslosigkeit für das Problem Nr.1 "¹⁵ - musste dabei der Bundeskanzler keinen Verlust an Ansehen bzw. Popularität in der Bevölkerung hinnehmen. Die knappen 50%, die weiterhin für ihn optieren, lassen vermuten, daß die zunehmende Un-

Tab.3

Bundesrepublik Deutschland

Popularität der Regierung, Opposition und der Parteien; transformierte
1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; OLS-Schätzungen (Daten)

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS	ALQ	K	POP _{t-1}	R ²	DW/h	F	FG
1	RP (n) (SPD/FDP)	54.25* (4.33)	-0.60 (-1.71)	-0.82 [⊕] (-2.38)		0.10 (0.49)	0.37	1.79 (2.17)	7	24
2	OP(CDU) (n)	28.38* (4.06)	0.74 [⊕] (2.34)	0.97* (2.81)		0.09 (0.45)	0.54	1.79 (1.31)	12	24
3	RP (n) (SPD/FDP)	55.08* (24.85)	-0.10 (-0.29)	-1.21* (-5.25)	0.14* (3.31)		0.56	1.98	13	24
4	OP(CDU) (n)	35.64* (17.65)	0.36 (1.20)	1.31* (6.24)	-0.11* (-2.89)		0.66	1.93	19	24
5	RP (n) (SPD/FDP)	60.30* (32.79)	-0.64* (-1.89)	-0.93* (-3.67)			0.39	1.67	10	25
6	OP(CDU) (n)	31.48* (19.53)	0.79 [⊕] (2.68)	1.09* (4.89)			0.56	1.67	19	25
7	SPD	56.85* (23.39)	-1.85* (-4.15)	-1.48* (-4.43)			0.61	1.07	23	25
8	FDP	-0.26 (-0.21)	1.21* (5.22)	0.55* (3.16)			0.61	0.63	23	25
9	CDU	40.57* (25.21)	0.79 [⊕] (2.68)	1.93* (4.92)			0.56	1.67	19	25
10	RP (n) (SPD/FDP)	54.48* (63.06)		-1.24* (-5.84)	0.15* (4.06)		0.58	1.99	21	25
11	OP(CDU) (n)	37.87* (46.82)		1.40* (7.06)	-0.13* (-3.99)		0.65	1.91	28	25
12	SPD	42.91* (33.16)		-2.14* (-6.74)	0.26* (4.77)		0.65	1.25	28	25
13	FDP	7.93* (9.02)		0.91* (4.21)	-0.11* (-3.15)		0.41	0.77	11	25
14	CDU	46.97* (58.22)		1.41* (7.10)	-0.13* (-4.00)		0.65	1.92	28	25

Erläuterungen siehe Tab.1 und Tab.2 .

sicherheit der Arbeitsmarktlage den Wunsch nach einem starken Kanzler bestärkt.

Die Schätzungen werden mit den unverzögerten Zeitreihen der wirtschaftlichen Variablen durchgeführt und auch hier hat die Veränderungsrate des verfügbaren Einkommens keinen signifikanten Einfluß.

Tab.3 (Gl.5-9) zeigt die Ergebnisse der Schätzung der Parteienpopularität als Funktion der Arbeitslosenquote und der Preissteigerungsrate. Alle Parameter weisen das theoretisch erwartete Vorzeichen auf und besitzen einen signifikanten Einfluß. Die Ergebnisse für die FDP bestätigen, daß offensichtlich allein die SPD als die dominante Regierungspartei für Veränderungen der wirtschaftlichen Lage verantwortlich gemacht wird. Eine Erhöhung der Arbeitslosenquote um 1% bewirkt einen Rückgang der Popularität der SPD um 1,5%, für die Inflationsrate um 1,8% ; diese Stimmen kommen aber nur zu zwei Drittel der Oppositionspartei zugute, (1/3 bei der Inflationsrate); das andere Drittel (bzw. 2/3) der Wähler, die der Regierung das Vertrauen entziehen, geben ihre Stimme der FDP. Damit verliert die Regierungskoalition bei einer Verschlechterung der wirtschaftlichen Lage eine weit geringere Anzahl von Wählern als die dominante Regierungspartei, die SPD.

Die Regierung wird bei einer zunehmenden Verunsicherung der Arbeitsmarktlage anscheinend stärker zur Rechenschaft gezogen als bei einer Erhöhung der Inflationsrate. Dies entspricht der allgemeinen Hypothese, daß die Wähler von einer sozialistischen Regierung eher die Bekämpfung der Arbeitslosigkeit und von den Konserativen die Erhaltung des Preisniveaus erwarten.¹⁶

Auf Grund des Austauschprozesses der Stimmen innerhalb der Regierungskoalition der SPD und FDP können wir keine symmetrischen Ergebnisse für die dominanten Parteien, wohl aber für die Regierungspartei und die Opposition als aggregierte Zeitreihen über die entsprechenden Parteien erwarten.

Die Erklärungskraft des Modells für die Regierung liegt in beiden Ansätzen merklich unter dem Bestimmtheitsmaß der Oppositionspartei; dies ist eventuell auf die gegensätzliche Beeinflussung der SPD und FDP durch die ökonomischen Größen zurückzuführen.

Die Ergebnisse der Popularitätsfunktion in Abhängigkeit von der Arbeitslosenquote und der Popularität des Bundeskanzlers sind in Tab.3 (Gl.6-10) wiedergegeben. Nach Ausschluß der Inflationsrate als erklärende Variable weisen nun alle Koeffizienten das theoretisch erwartete Vorzeichen auf und haben einen signifikanten Einfluß auf die Popularität aller Parteien. Der Anteil der erklärten Varianz liegt in diesem Ansatz bei 58%-65% (FDP 41%) und damit um einige Prozentpunkte höher als in dem vorherigen Modell. Es muß aber beachtet werden, daß in beiden Fällen eine Fehlspezifikation in der Weise vorliegt, daß Variablen, die mit zur Erklärung des Modells beitragen könnten, ausgelassen werden.

Entsprechend den vorherigen Ergebnissen wird eine wirtschaftliche Verschlechterung allein der SPD negativ angelastet, und die CDU kann lediglich einen Teil der Wähler auffangen, die sich dadurch von der dominanten Regierungspartei abwenden. Wirtschaftspolitische Leistungen des Kanzlers wirken sich, wie zu erwarten, positiv auf die Regierung und SPD und negativ auf die Opposition und die CDU aus; die FDP scheint allerdings nicht aus einem Popularitätszuwachs des Kanzlers zu profitieren, im Gegenteil, sie muß Wählerstimmen an die SPD abgeben. Der niedere DW-Wert in der Gleichung der FDP weist auf die Fehlspezifikation durch Vernachlässigung des autoregressiven Prozesses innerhalb der Zeitreihe hin; für die Popularitätsfunktion der SPD liegt der Test im Unsicherheitsbereich.

Insgesamt zeigen diese Ergebnisse, daß die Popularitätsfunktionen des Vereinigten Königreichs und der BRD recht gut erklärt werden können und ein Einfluß der ökonomischen Variablen weitgehend bestätigt werden kann.

Nun stellt die unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Methode jedoch ein Schätzverfahren dar, in welchem die speziellen Eigenschaften der Popularitätsdaten als endogene Variable nicht berücksichtigt werden. Wir werden daher im folgenden auf die für das Modell resultierenden Restriktionen und geeignete, alternative Schätzverfahren näher eingehen.

4. Schätzung der Popularitätsfunktion bei Beachtung modellbedingter Restriktionen

4.1. Problemstellung

Popularitätsdaten werden ermittelt, indem eine begrenzte Anzahl von Personen nach der Partei befragt werden, die sie zu dem gegebenen Zeitpunkt in die Regierung wählen würden. Diese qualitativen Mikrodaten der Angaben der einzelnen Wähler werden zu polytomischen Popularitätsdaten aggregiert, die für jede Partei den Prozentsatz der Wähler angibt, der innerhalb der Stichprobe für sie gestimmt hat. Wir sprechen in diesem Fall von aggregierten Mikrodaten; sie werden an Stelle von Makrodaten zur Schätzung der Wahlfunktion verwendet und können als Prozentzahlen(y), Anteilziffern(q) oder Wahrscheinlichkeiten(p) interpretiert werden.

Die Popularitätsfunktionen der einzelnen Parteien werden im folgenden Gesamtmodell dargestellt. Dabei ist r die Anzahl möglicher Alternativen bzw. Kategorien, für die sich der Wähler entscheiden kann, und diese sind so geordnet, daß die Kategorien j (j=1,..,r-1) die um die Unentschiedenen bereinigten Popularitätsreihen der Regierungs- und Oppositionspartei oder der einzelnen Parteien und die Restgröße r alle nicht explizit aufgeführten Parteien umfasst.

Die Parteienpopularität kann in dem Modell als Funktion der einzelnen erklärenden Variablen (X_k) dargestellt werden:

$$(4.1) \quad y = f(X_1, \dots, X_K) + u \quad .$$

Unter der Annahme, daß wie bei der OLS-Schätzung für alle Kategorien eine lineare Beziehung zwischen der Popularität und den Regressoren unterstellt werden kann, folgt daraus:

$$(4.2a) \quad y = \sum_{k=1}^K X_k \beta_k + u \quad ,$$

oder

$$(4.2b) \quad \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_r \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^K \begin{bmatrix} X_k^1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & X_k^r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{k1} \\ \vdots \\ \beta_{kr} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_r \end{bmatrix}$$

$$\text{mit } E(u) = 0$$

$$E(uu') = \Sigma$$

und Σ eine ((Tr) × (Tr)), nicht-diagonale, singuläre Matrix.¹⁷

Jede Kategorie lässt sich schreiben als

$$(4.3) \quad y_j = \sum_{k=1}^K X_k^j \beta_{kj} + u_j, \quad j=1, \dots, r,$$

wobei

$y_j = (y_{1j}, \dots, y_{Tj})'$: ein $(T \times 1)$ Vektor der endogenen Variable der j -ten Kategorie,

$X_k^j = \begin{bmatrix} X_{11}^j & \dots & X_{1K}^j \\ \vdots & & \vdots \\ X_{T1}^j & \dots & X_{TK}^j \end{bmatrix}$: eine $(T \times K_j)$ Matrix mit Rang K_j der t -ten Beobachtung der k -ten vorherbestimmten Variable der j -ten Kategorie,

$\beta_{kj} = (\beta_{1j}, \dots, \beta_{X_j})'$: ein $(K_j \times 1)$ Vektor der über t konstanten Parameter der k -ten exogenen Variable der j -ten Kategorie, und

$u_j = (u_{1j}, \dots, u_{Tj})'$: ein $(T \times 1)$ Vektor der stochastischen Variablen der j -ten Kategorie.

Bei der OLS-Schätzung der einzelnen Popularitätsfunktionen ($j=1, \dots, r-1$) wird nicht berücksichtigt, daß die Popularitätsdaten \hat{y}_j (geschätzte Werte) auf ein endliches Intervall beschränkt und ihre Summe über alle Kategorien eindeutig festgelegt sein müssen. Für das Modell (4.2) ergeben sich daraus folgende Restriktionen für die endogenen Variablen:

$$(4.4a) \quad 0 \leq y_j \leq 100, \quad \text{bzw.} \quad 0 \leq q_j, p_j \leq 1,$$

$$(4.4b) \quad \sum_{j=1}^r y_j = 100, \quad \text{bzw.} \quad \sum_{j=1}^r q_j, p_j = 1,$$

wobei sich y_j, q_j, p_j auf die Interpretation der Popularitätsdaten in den verschiedenen Ansätzen bezieht.

Dieses Gesamtmodell der Popularitätsfunktionen unter Beachtung linearer Nebenbedingungen für die endogene Variable kann alternativ mit der beschränkten Kleinst-Quadrat-Schätzung oder der Probit- bzw. Logit-Analyse behandelt werden.

Zunächst werden wir diese Verfahren einführen und diskutieren und anschließend auf die Schätzungen der Popularitätsfunktionen für das Vereinigte Königreich und die Bundesrepublik Deutschland eingehen.

4.2. Die Logit-Analyse

4.2.1. Theoretische Grundlagen

Die Probit- und die Logit-Analyse gehen von stochastischen Annahmen über die abhängige Variable des Modells aus und schätzen die Parameter der Gleichungen über die 'Maximum-Likelihood' Methode. Wir wollen uns im folgenden nur mehr mit dem Logit-Modell befassen, da hierfür ein Programm zur Verfügung steht, das weit einfacher und vielseitiger anwendbar ist als das Probit-Modell, und zudem in bisherigen Studien keine großen Unterschiede in der Anwendung beider Verfahren festgestellt werden konnten.¹⁸

Die Logit-Analyse interpretiert die Popularitätsdaten als die Wahrscheinlichkeit, daß der n -te Versuch ($n=1, \dots, N_t$) zum Zeitpunkt t zur Wahl der Kategorie j ($j=1, \dots, r$) führt;

$$(4.5) \quad P(y_j=1) = p_j \quad ,$$

wobei $p_j = (p_{1j}, \dots, p_{Tj})'$ ein $(T \times 1)$ Vektor ist, für den die Bedingungen

$$(4.6a) \quad 0 \leq p_j \leq 1 \quad ,$$

$$(4.6b) \quad \sum_{j=1}^r p_j = 1$$

definitionsgemäß für den Beobachtungszeitraum und auch für eine Prognoseschätzung erfüllt sind. Dabei ist $N_t = 2000$ für $t; t=1, \dots, T$, in unserem Fall die Anzahl der in t befragten Personen.¹⁹

Aus der Natur der aggregierten Mikrodaten resultiert folgendes Problem: Da im allgemeinen die Logit-Analyse zur Schätzung von Gleichungen mit Mikrodaten angewendet wird, unterstellt sie für die 'Makrodaten' unseres Modells, daß die Grundgesamtheit, dh. die Präferenzstruktur aller 2000 befragten Individuen identisch verteilt ist. Da diese Annahme aber sehr wahrscheinlich nicht zutrifft, müssen wir eventuell mit einem schlechten 'Goodness-of-fit' rechnen.

Für eine gegebene asymptotische Verteilung der 'Maximum-Likelihood-Estimators' können für die Logit-Analyse entsprechend dem Parametertest und dem Bestimmtheitsmaß der linearen Regression Tests zur Überprüfung von Hypothesen entwickelt werden:²⁰

- a. Der z-Parameter-Test entspricht dem t-Test der Kleinst-Quadrate-Schätzung zur Prüfung auf Signifikanz der geschätzten Parameter; der kritische Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ ist z.B.: $\bar{z} = 1,96$.
- b. Der Likelihood-Ratio-Parameter-Test, ebenfalls zur Prüfung auf Signifikanz der Parameter.
- c. Entsprechend dem \bar{R}^2 der Kleinst-Quadrate-Methode kann ein 'Goodness-of-fit' (χ^2) der Logit-Schätzung berechnet werden, welches ein approximatives Maß für die Annäherung der Schätzung an das tatsächliche Modell darstellt.

4.2.2. Anmerkungen zur Durchführung der Logit-Schätzung

Bei der Logit-Analyse erfolgt die Schätzung der Parteienpopularitäten simultan über alle Kategorien j ($j=1, \dots, r$). Dabei ist zu berücksichtigen, daß die Popularitätsdaten der endogenen Variable und des Regierungschefs als Anteilziffern in das Modell eingehen, und sich die Koeffizienten folglich nicht auf Prozentzahlen, sondern auf Proportionen der Popularitäten beziehen.

Die endogen verzögerte Variable, die als 'Vergessensrate' der Wähler in die OLS-Schätzung eingeht, kann in dem Logit-Modell als vorherbestimmte Variable nur schwer interpretiert werden. Da in dem von uns verwendeten Logit-Programm²¹ auch die Popularität der einzelnen Kategorien nicht durch unterschiedliche Kombinationen von exogenen Variablen erklärt werden kann, ist, abgesehen von den erwähnten inhaltlichen Bedenken, eine Untersuchung der Popularitätsfunktion unter Einschluß der endogen verzögerten Variable nicht durchführbar. Wir müssen aus diesen Gründen auf die Logit-Analyse der Popularitätsfunktion der BRD über den Zeitraum 1951-1966 mit dem relativ großen Stichprobenumfang verzichten, da die OLS-Schätzungen ohne Berücksichtigung der endogen verzögerten Variable für diesen Zeitraum keine sinnvollen Ergebnisse ergaben und sich daher nicht zu einem Vergleich eignen.

Schätzungen des Logit-Modells wurden für das Vereinigte Königreich (3.1953 - 3.1964) und die BRD (1.1970 - 4.1976) durchgeführt. Die Anfangsparameter des Iterationsverfahrens können über die Kleinst-Quadrate-Methode recht gut angenähert werden.

4.2.3. Vereinigtes Königreich

Die Ergebnisse der Logit-Schätzung der Popularitätsfunktion für Großbritannien sind in Tab.4 dargestellt. Die Parameter der wirtschaftlichen Variablen und des Prime Minister in der Popularitätsfunktion der Regierung entsprechen den theoretischen Erwartungen, während für die Oppositionspartei die Inflationsrate ein nicht erwartetes, negatives Vorzeichen aufweist. Der niedere z-Wert aller Koeffizienten lässt jedoch auf keinen signifikanten Einfluß der ökonomischen Variablen schließen, weshalb eine nähere Untersuchung dieses Vorzeichenwechsels nicht gerechtfertigt scheint. Der Chi-Quadrat-Test(χ^2) deutet auf eine schlechte Erklärung der Popularitätsfunktion durch die verwendeten Variablen hin.

Tab.4

Vereinigtes Königreich
 Popularität der Regierung und Opposition; transformierte Daten
 3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen; Logit-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS _{t-2}	ALQ	PM	χ^2	FG
1	RP(CON)	1.08 (0.15)	-0.02 (-0.00)	-0.05 (-0.10)	0.44 (0.95)	220.04	82
2	OP(LAB/LIB)	1.76 (0.93)	-0.01 (-0.01)	0.08 (0.01)	-0.77 (0.09)		

Die Werte in Klammern geben den z-Wert der jeweiligen Variable an; (*) bedeutet, daß die entsprechende Variable auf dem 95%-Niveau signifikanten Einfluß hat; die kritischen Werte auf dem 5%-Kriterium sind: $\bar{z} = 1.96$, $\bar{\chi}^2(82) = 104.1$ (siehe z.Bsp. TINTNER(1960), S.316,317) .

Auf die Interpretation dieser Ergebnisse werden wir am Ende dieses Kapitels noch zurückkommen.

4.2.4. Bundesrepublik Deutschland

Für die SPD/FDP-Regierungskoalition wurden alternativ zwei Ansätze der Popularitätsfunktion geschätzt. Betrachten wir die Ergebnisse der Schätzung der Popularitätsfunktion in Abhängigkeit von den wirtschaftlichen Variablen (Tab.5), so sehen wir, daß die Koeffizienten der Arbeitslosenquote und der Preissteigerungsrate das theoretisch erwartete Vorzei-

chen aufweisen, aber, entsprechend den Ergebnissen für Großbritannien, in keiner Gleichung signifikant sind. Auch hier deutet der 'Goodness-of-fit' auf eine schlechte Spezifikation der Gleichungen hin.

Versuchen wir nun, die Parteienpopularität durch die Arbeitslosenquote und die Popularität des Kanzlers zu erklären, so verbessert sich der 'Goodness-of-fit' für die Kategorien der Regierung und der Opposition von $\chi^2 \approx 113$ auf $\chi^2 \approx 92$. Hingegen scheint die Varianz der Popularitäten der einzelnen Parteien durch diese Funktion nicht besser erklärt werden zu können. Wir erhalten z-Werte der Koeffizienten der Kanzler-

Tab.5

Bundesrepublik Deutschland
 Popularität der Regierung, Opposition und der Parteien; transformierte Daten
 1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; Logit-Schätzungen

Nr.	Abhängige Variable	ABS	PS	ALQ	K	χ^2	FG
1	RP(SPD/FDP) (n)	0.88 (0.55)	-0.01 (0.00)	-0.01 (-0.04)		112.99	50
2	OP(CDU) (n)	0.23 (0.78)	0.03 (0.11)	0.03 (0.14)			
3	SPD	1.63* (3.73)	-0.06 (-0.14)	-0.03 (-0.05)		341.83	75
4	FDP	-1.62* (-4.60)	0.16 (0.46)	0.09 (0.20)			
5	CDU	1.27 (0.54)	0.00 (0.00)	0.03 (0.01)			
6	RP(SPD/FDP) (n)	0.77 (0.84)		-0.02 (-0.02)	0.35 (1.53)	91.56	50
7	OP(CDU) (n)	0.41 (1.76)		0.04 (1.02)	-0.27* (-6.75)		
8	SPD	1.13* (3.18)		-0.05 (-0.13)	1.03* (2.42)	433.43	75
9	FDP	-0.56* (-9.53)		0.12* (2.06)	-1.13* (-15.52)		
10	CDU	1.22 (0.88)		0.03 (0.02)	0.15 (0.09)		

Erläuterungen siehe Tab.4 und Tab.2 .

Kritische Werte von z und χ^2 auf dem 5%-Kriterium sind: $\bar{z} = 1.96$, $\bar{\chi}^2_{(50)} = 67.5$,

$\bar{\chi}^2_{(75)} = 96.2$.

popularität für die Opposition, die SPD und die FDP, die auf einen signifikanten Einfluß der Parameter mit dem theoretisch erwarteten Vorzeichen hinweisen. Die Wirkung einer Erhöhung der Kanzlerpopularität auf die SPD- und FDP-Popularität hebt sich offensichtlich weitgehend auf und wir können keinen signifikanten Einfluß der Variable auf die Regierungspopularität feststellen. Auffallend ist, daß der geschätzte Parameter der Kanzlerpopularität für die CDU im Gegensatz zu der Schätzung der Oppositionsgleichung einen positiven, aber nicht signifikanten Einfluß zeigt. Dieser Unterschied kann eventuell darauf zurückzuführen sein, daß wir in den Schätzungen niveaubereinigte Daten der Regierungs- und Oppositionspartei verwenden und diese nicht direkt mit den Schätzungen der Popularität der entsprechenden Parteien vergleichbar sind.

Die Arbeitslosenquote weist weder für die Regierung und Opposition noch für die dominanten Parteien einen signifikanten Einfluß auf. Nur in der Gleichung für die FDP wird in dem Logit-Modell eine mögliche Beeinflussung sowohl für die Arbeitslosenquote als auch die Popularität des Regierungschefs bestätigt.

An Hand der Ergebnisse der Logit-Analyse der Popularitätsfunktionen für Großbritannien und die BRD kann ein signifikanter Einfluß der wirtschaftlichen Variablen nicht bestätigt werden. Es ist jedoch zu berücksichtigen, daß der Chi-Quadrat-Test, der die Anpassung der geschätzten Gleichung an die tatsächliche Zeitreihe mißt, insofern nicht als sehr zuverlässig angesehen werden kann, als die Annahme des Tests über die zugrundeliegenden Daten der endogenen Variable durch die Aggregation von Mikrodaten wahrscheinlich nicht erfüllt ist. Wir werden daher außerdem die Anpassung der Funktionen über die Abweichungen der theoretischen von den empirischen Werten untersuchen.

Bevor wir jedoch näher auf eine Gegenüberstellung der Ergebnisse der bisherigen Schätzverfahren eingehen, werden wir die Popularitätsfunktionen der beiden betrachteten Länder alternativ über die beschränkte Kleinst-Quadrate-Methode bestimmen.

4.3. Die beschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung

4.3.1. Vorbemerkungen

Die Kleinst-Quadrate-Schätzung unter Beachtung der durch das Modell bedingten Restriktionen wurde für das Vereinigte Königreich und die Bundesrepublik Deutschland über alle Kategorien j ($j=1, \dots, r-1$) der Parteienpopularitäten mit der OLS- und GLS-Version der quadratischen Programmierung durchgeführt.²² Die Schätzung erfolgt simultan über alle Kategorien, wobei in der GLS-Version die Heteroskedastie der Residuen in dem Modell explizit berücksichtigt wird.

Die Popularitätsdaten der endogenen Variablen und des Regierungschefs des betreffenden Landes gehen dabei als Anteilsquoten in die Schätzung ein. Wir werden jedoch in den Ergebnissen die für Prozentzahlen errechneten Koeffizienten ausweisen, um einen direkten Vergleich mit der unbeschränkten Schätzung zu ermöglichen. Dies ist zulässig, da sich die geschätzten Parameter lediglich in der Größenordnung, nicht aber im Zahlenwert unterscheiden.

Da der beschränkten Kleinst-Quadrate-Schätzung dieselbe Spezifikation des Modells zugrunde liegt, können wir auch hier die in Kapitel 2.1. hergeleiteten theoretischen Vorzeichen der Koeffizienten der verwendeten Regressoren erwarten. Im Gegensatz zu der unbeschränkten Schätzung können aber keine Testgrößen zur Überprüfung von Hypothesen entwickelt werden, da die bindenden Ungleichheitsrestriktionen des multiplen Regressionsmodells über die Stichprobe variieren und daher als Vektor einer stochastischen Variable angesehen werden müssen. Wir werden also nicht voraussetzen, daß die u_t normalverteilt sind.²³

Im Gegensatz zur Logit-Analyse ist bei der quadratischen Programmierung eine Untersuchung der Kategorien in Abhängigkeit von verschiedenen exogenen Variablen programmtechnisch möglich. Dies ermöglicht insbesondere auch die Schätzung der Popularitätsfunktion unter Einschluß der endogen verzögerten Variable.

Andererseits sind die Restriktionen des Modells nur für den geschätzten Zeitraum bindend, so daß für eine Prognose des Modells die Bedingungen für die endogene Variable nicht

ohne weiteres erfüllt sein müssen.

Unter bestimmten Voraussetzungen des Gesamtmodells, die in einer neueren Studie von RONNING, RINGWALD (1977b) hergeleitet werden, können wir identische Ergebnisse für die geschätzten Koeffizienten der beschränkten und der unbeschränkten OLS-Schätzung erwarten:²⁴ Sofern a) die Kategorien $j=1, \dots, r$ von denselben exogenen Variablen einschließlich dem Absolutglied abhängig sind, ist die Bedingung (4.4b): $\sum_j q_j = 1$ auch für die theoretischen Werte der unbeschränkten OLS-Schätzung erfüllt. Dies ist in unserem Modell immer dann der Fall, wenn die endogen verzögerte Variable nicht in der Popularitätsfunktion berücksichtigt wird.

Damit zusätzlich die Bedingung (4.4a): $0 \leq q_j \leq 1$ erfüllt ist, müssen b) folgende Voraussetzungen für die Daten des Beobachtungszeitraums gegeben sein:

Seien $q_{j,\min}$ und $q_{j,\max}$ die minimalen und maximalen Werte der Popularität der Kategorie j ($j=1, \dots, r$) des betreffenden Beobachtungszeitraums, und sei m_j definiert als

$$(4.7) \quad m_j = \frac{q_{j,\max}}{q_{j,\min}} .$$

Dann wird die Bedingung $0 \leq q_j \leq 1$ durch die unbeschränkte OLS-Schätzung nicht verletzt, wenn folgende Gleichung für m_j erfüllt ist:

$$(4.8) \quad m_j = 1 + \sqrt{\frac{16}{T}} .$$

Treffen diese Voraussetzungen a), b) für unsere Daten zu, so können wir erwarten, daß die beschränkte OLS-Schätzung keine anderen Parameterschätzungen ergibt als die unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung.

4.3.2. Vereinigtes Königreich

Für die Popularitätsfunktion von Großbritannien in dem Zeitraum 3.1953 - 3.1964 ist die Bedingung (4.8) für m_j durch die Kategorie r nicht erfüllt; wir können demzufolge nicht davon ausgehen, daß die gewöhnliche OLS-Schätzung die Beschränkung der endogenen Variable auf einen bestimmten

Tab.6

Vereinigtes Königreich
Popularität der Regierung und Opposition; transformierte Daten
3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen; beschränkte OLS-Schätzung (QP)

nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS _{t-2}	ALQ	PM	
1	RP(CON)	53.08	-0.27	-3.00	0.29	
2	OP(LAB/LIB)	66.28	0.22	3.06	-0.30	

Intervall notwenigerweise erfüllt.

Die Ergebnisse der beschränkten OLS-Schätzung sind in der Tab.6 dargestellt. Wir erhalten die theoretisch erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten der erklärenden Variablen, aber wir können keine Aussagen über die Signifikanz der Parameter machen, da ein Parametertest entsprechend dem t- und z-Test nicht durchgeführt werden kann. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt bewirkt eine Popularitätsveränderung von 3%, während eine einprozentige Steigerung der Inflationsrate lediglich einen Rückgang der Regierungs- und eine Zunahme der Oppositionspopularität um 1/4% bewirkt. Wir können also annehmen, daß die Arbeitslosenquote einen weit größeren Einfluß auf die Parteienpopularität ausübt als die Preissteigerungsrate. Der Einfluß des Prime Minister auf die Regierungs- als auch die Oppositionspartei ist relativ gering und bestätigt wie die geschätzten Parameter der wirtschaftlichen Variablen die Symmetrie zwischen der Regierung und der Opposition des Vereinigten Königreichs.

Vergleichen wir die unbeschränkte und beschränkte OLS-Schätzung dieser Funktion (Tab.1, Tab.6), so stellen wir fest, daß die geschätzten Parameter wie erwartet Differenzen aufweisen: Der Einfluß des Prime Minister ist nahezu unverändert (OLS: $\pm 0,28$ gegenüber QP(OLS): + 0,29, - 0,30), aber die Koeffizienten der ökonomischen Variablen werden offensichtlich in der unbeschränkten Schätzung überschätzt: Eine Erhöhung der Preissteigerungsrate bewirkt nicht eine 0,7 fache Veränderung der Popularität, sondern eine 0,2 - 0,3 fache Veränderung, und ein Rückgang der Arbeitslosen-

quote um 1% erhöht bzw. verringert die Popularität nicht um ungefähr 5%, sondern um 3%.

Aus programmtechnischen Gründen konnten für die Popularitätsfunktion von Großbritannien keine Parameterschätzungen mit der beschränkten GLS-Methode ermittelt werden.²⁵

4.3.3. Bundesrepublik Deutschland

Eine Schätzung der Popularitätsfunktion der BRD über den Beobachtungszeitraum 1951 - 1966 konnte bisher auf Grund der Komplexität des quadratischen Programmierungsproblems nicht durchgeführt werden.²⁶

Für das Modell der SPD/FDP-Regierungskoalition 1970-76₂ werden die Restriktionen für die Kategorie der Regierung, der Opposition und 'aller anderen Parteien' durch die unbeschränkte Kleinst-Quadrate-Schätzung erfüllt, da die Voraussetzungen a),b) (siehe Kapitel 4.3.1) für die Popularitätsdaten zutreffen. Es treten daher keine Veränderungen der Ergebnisse der beschränkten gegenüber der unbeschränkten OLS-Schätzung auf. Ein Vergleich der Schätzungen für die einzelnen Parteien SPD, FDP und CDU ergibt, daß wir auch für dieses Modell identische Parameterschätzungen erhalten, obwohl die Bedingungen für m_j (Gleichung 4.8) hier nicht erfüllt sind. Wir verzichten daher auf die Darstellung der beschränkten OLS-Schätzung der Popularitätsfunktion der BRD für diesen Zeitraum.

Die GLS-Version der quadratischen Programmierung wurde für die Popularitätsfunktionen (1) $RP(OP) = f(PS, ALQ)$ und (2) $RP(OP) = f(ALQ, K)$, (3) $SPD, FDP, CDU = f(ALQ, K)$ durchgeführt (Tab.7). Wir sehen, daß alle Koeffizienten das theoretisch erwartete Vorzeichen aufweisen. Die Parameterschätzungen der Regierungs- und Oppositionspopularitäten bei Beachtung der modellbedingten Restriktionen und der Heteroskedastie der Residuen weisen bis auf eine Stelle nach dem Komma keinen Unterschied zu den unbeschränkten OLS-Schätzungen auf. Daraus folgt, daß durch die gewöhnliche OLS-Schätzung der Popularitätsfunktion dieses Zeitraums für die Regierung und die Opposition sowohl die Nebenbedingungen des Modells nicht verletzt werden als auch

Tab.7

Bundesrepublik Deutschland
 Popularität der Regierung, Opposition und der Parteien; transformierte Daten
 1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; beschränkte GLS-Schätzung (QP)

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS	ALQ	K
1	RP(SPD/FDP) (n)	60.38	-0.64	-0.94	
2	OP(CDU) (n)	31.50	0.78	1.09	
3	RP(SPD/FDP) (n)	54.52	-1.25		0.15
4	OP(CDU) (n)	37.90	1.40		-0.14
5	SPD	43.28	-2.20		0.25
6	FDP	6.96	0.99		-0.09
7	CDU	47.78	1.31		-0.15

die Nicht-Beachtung der Heteroskedastie der stochastischen Variablen keinen wesentlichen Einfluß auf die Parameterschätzungen hat.

Die Schätzungen des Einflusses der Arbeitslosenquote und der Kanzlerpopularität auf die einzelnen Parteien auf Grund der beschränkten GLS-Methode weichen ebenfalls um höchstens 0,1% (Prozentpunkte) von den unbeschränkten Schätzwerten ab.

Diese Ergebnisse können wir wie folgt zusammenfassen: Sofern die Popularitätsfunktion die in Kapitel 4.3.1. beschriebenen Forderungen a),b) erfüllen, können wir davon ausgehen, daß die unbeschränkte OLS-Methode gute Annäherungen an die Parameter der beschränkten OLS- und GLS-Schätzung ergibt. Sind diese Voraussetzungen jedoch nicht gegeben, so müssen wir eventuell mit Verzerrungen der Schätzung ohne Beachtung der Restriktionen rechnen. Auf eine nähere Untersuchung der geschätzten Funktionen und der theoretischen Werte der alternativen Verfahren wollen wir im nächsten Kapitel eingehen.

5. Vergleich der Ergebnisse der alternativen Schätzverfahren

Abschließend wollen wir die Ergebnisse der mit den alternativen Methoden geschätzten Popularitätsfunktionen diskutieren. Da die Ergebnisse in den jeweiligen Kapiteln der einzelnen Schätzverfahren aufgeführt sind, wollen wir an dieser Stelle auf eine Darstellung der Gleichungen verzichten.

Der Vergleich der Parameterschätzungen der beschränkten und unbeschränkten Kleinst-Quadrate-Methode zeigt, daß wir unter bestimmten Voraussetzungen mit Verzerrungen der Koeffizienten der gewöhnlichen OLS-Schätzung rechnen müssen. Diese Voraussetzungen sind aus der Spezifikation des Modells und den Popularitätsdaten selbst des betrachteten Zeitraums gegeben, und wir können daher im voraus bestimmen, ob die Parameterschätzungen der unbeschränkten OLS-Schätzung zuverlässig und die theoretischen Werte die Restriktionen des Modells erfüllen werden.

Die Schätzung der Popularitätsfunktion der BRD von 1970-76 unter Beachtung der Heteroskedastie der Residuen und der Beschränkungen für die endogene Variable (siehe Tab.7) ergibt keine wesentlichen Veränderungen der Koeffizienten gegenüber der OLS-Schätzung, für welche identische Kovarianzen der Störglieder angenommen werden (Tab.3). Diese Feststellung können wir sowohl für die Regierungs- und Oppositionspartei als auch für die Popularitätsfunktionen der einzelnen Parteien treffen, für die die Parameter der beschränkten und unbeschränkten OLS-Schätzung jedoch in beiden Modellen übereinstimmen. Aus programmtechnischen Gründen konnten bisher keine Schätzungen einer Popularitätsfunktion mit der GLS-Version der quadratischen Programmierung durchgeführt werden, für die diese Übereinstimmung nicht zutrifft wie beispielsweise die Funktion des Vereinigten Königreichs. Auf die Gegenüberstellung der unbeschränkten und beschränkten OLS-Schätzung für Großbritannien sind wir in Kap.4.3.2. bereits ausführlich eingegangen; dabei konnten wir eine Überschätzung des Einflusses der ökonomischen Variablen auf die Popularität in der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzung feststellen.

Die Parameterschätzungen der Logit-Analyse können auf Grund der Logit-Transformation der endogenen Variable bis auf die

Vorzeichen nicht mit den Kleinst-Quadrate-Schätzern verglichen werden. Aus den Schätzungen des Logit-Modells der Popularitätsfunktionen für Großbritannien und die BRD, die im einzelnen in Kapitel 4.2.3./4. dargestellt sind, können wir nicht einen signifikanten Einfluß der wirtschaftlichen Indikatoren auf die Parteienpopularität feststellen. Zudem trägt die Varianz der Regressionsgleichungen anscheinend nur in geringem Ausmaß zur Erklärung der Gesamtvarianz des Modells bei. Wir müssen jedoch bedenken, daß die Voraussetzungen des Chi-Quadrat-Tests in dem verwendeten Modell nicht gegeben sind; die berechnete Testgröße χ^2 des Logit-Modells läßt daher keine zuverlässigen Aussagen bezüglich des 'Goodness-of-fit' der Gleichungen zu. Es besteht jedoch die Möglichkeit, über die Berechnung der theoretischen Werte der endogenen Variablen des Logit-Modells und der unbeschränkten und beschränkten Kleinst-Quadrate-Schätzung die Anpassung der geschätzten Funktionen an die tatsächlichen Werte zu vergleichen.

Betrachten wir zunächst die theoretischen Werte der alternativen Schätzungen und die Anpassung an die empirischen Popularitätsdaten der entsprechenden Zeiträume: In Tab.8 sind für Großbritannien die empirischen und theoretischen Werte der unbeschränkten und beschränkten OLS-Schätzung und des Logit-Modells aufgeführt. Wie zu erwarten weichen die geschätzten Popularitätsdaten von den tatsächlichen Beobachtungswerten ab. Aber auch die theoretischen Werte untereinander weisen Differenzen in den einzelnen Zeitpunkten bis zu 2 Prozentpunkten auf. Vergleichen wir die Summe der Absolutbeträge der Residuen oder die mittleren Abweichungen der theoretischen Werte der alternativen Verfahren von den empirischen Daten (Tab.9), so sehen wir, daß die beschränkte und die unbeschränkte OLS-Schätzung für die Regierung als auch für die Opposition geringere Abweichungen zeigt als die Logit-Schätzung; insgesamt erhalten wir aber für alle drei Verfahren eine mittlere Abweichung von ungefähr 1,5 Prozentpunkten.²⁷

In Tab.10 sind die entsprechenden Größen der Abweichungen zwischen den theoretischen Werten der alternativen Schätzungen dargestellt: Wir erhalten beispielsweise für die OLS- und die Logit-Schätzung der Popularitätsfunktion der Opposi-

tion den höchsten Wert der Summe der absoluten Abweichungen von + 5,7 und eine mittlere Abweichung von 0,12; für die Regierungspartei ergeben sich ebenfalls für diese beiden Verfahren die höchsten Differenzen.

Für die Popularitätsfunktion der SPD/FDP-Regierung der BRD 1970-1976 haben wir dieselben Untersuchungen durchgeführt; die Zusammenstellung finden wir in Tab.11 und Tab.12. Beispielsweise liegen die mittleren Abweichungen der geschätzten Werte zueinander zwischen 0,00 und 0,02, dh. die theo-

Tab.8

Vereinigtes Königreich

Empirische und theoretische Werte der Popularität der Regierung und der Opposition; 3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen

Zeitpunkt	Regierung				Opposition			
	EMP.	OLS	QP (OLS)	LOGIT	EMP.	OLS	QP (OLS)	LOGIT
3.1953	44.9	44.9	43.9	43.1	54.0	54.0	55.0	55.9
	44.3	45.3	44.0	43.2	54.5	53.5	54.9	55.8
1.1954	45.6	42.9	42.2	42.2	53.3	56.1	56.6	56.9
	45.4	42.1	41.7	42.3	53.4	56.9	57.1	56.8
	43.1	43.6	43.1	43.8	55.8	55.4	55.7	55.3
	46.5	43.5	43.0	44.1	52.7	55.5	55.7	55.1
1.1955	46.2	46.5	45.8	46.4	52.7	52.4	52.9	52.6
	49.2	48.9	48.9	49.7	49.6	50.2	49.5	49.2
	46.4	48.4	48.3	48.9	52.5	50.6	50.2	49.9
	45.3	45.4	45.7	46.6	53.6	53.7	52.7	52.3
1.1956	44.7	43.7	43.1	43.2	57.3	57.8	57.5	57.8
	43.2	44.3	43.1	42.5	56.9	57.4	56.9	56.8
	44.1	43.4	42.8	42.4	59.3	57.5	57.6	57.8
	44.3	44.8	43.6	42.4	59.8	60.9	60.7	60.3
1.1957	41.5	41.3	41.2	41.2	61.3	59.5	60.3	60.9
	41.9	41.7	41.8	42.3	61.7	60.4	60.4	61.2
	39.9	41.5	41.2	41.2	56.8	57.7	57.2	57.7
	39.0	38.2	38.2	38.9	52.8	56.3	56.5	57.8
1.1958	37.5	39.4	38.7	38.2	61.3	59.5	60.3	60.9
	37.5	38.7	38.5	37.9	61.7	60.4	60.4	61.2
	42.5	41.4	41.6	41.3	56.8	57.7	57.2	57.7
	46.1	42.8	42.4	41.2	52.8	56.3	56.5	57.8
1.1959	44.8	41.8	41.9	41.6	54.1	57.2	57.0	57.6
	44.7	44.3	43.9	43.4	54.1	54.8	55.0	55.6
	47.1	46.0	45.5	44.9	52.1	53.0	53.3	54.1
	48.0	46.4	46.1	46.6	51.0	52.7	52.6	52.5
1.1960	47.0	45.6	45.2	45.6	52.2	53.4	53.6	53.5
	45.5	49.0	48.6	49.2	53.6	50.0	50.1	49.8
	47.5	48.3	47.8	48.8	51.5	50.7	50.8	50.3
	47.8	47.7	47.5	48.2	51.6	51.3	51.1	50.8
1.1961	44.2	46.1	46.1	46.8	54.7	53.0	52.6	52.2
	43.8	44.9	44.9	45.6	55.0	54.2	53.8	53.5
	41.3	40.3	40.7	41.4	57.9	58.8	58.0	57.7
	40.6	41.2	42.2	42.9	58.2	58.0	56.5	56.2
1.1962	40.7	41.3	41.5	41.6	58.9	57.8	57.3	57.5
	34.4	40.1	40.1	39.8	65.0	58.9	58.8	59.3
	36.3	38.0	38.6	38.3	62.5	61.2	60.3	60.8
	37.2	38.6	39.0	38.1	61.8	60.5	60.0	60.9
1.1963	33.8	35.4	36.2	35.7	65.0	63.8	62.8	63.4
	34.9	34.7	35.7	35.8	64.3	64.5	63.3	63.4
	34.2	37.0	37.3	37.0	64.6	62.1	61.7	62.2
	37.4	38.2	38.7	39.1	62.0	60.9	60.2	60.1
1.1964	40.0	37.5	38.2	39.4	59.4	61.6	60.6	60.1
	39.6	38.1	38.8	39.5	60.0	61.0	60.0	59.6
	43.1	40.0	40.5	41.3	56.9	59.1	58.3	57.8

Tab.9

Vereinigtes Königreich

Absolute und mittlere Abweichungen der theoretischen von den empirischen Werten der Popularität der Regierung und der Opposition

3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen;

Nr.	Abweichung	OLS	LOGIT	QP(OLS)
<u>Absolute Abweichung:</u>				
1	$\sum_t u_{t,RP} $	71.7	72.8	70.2
2	$\sum_t u_{t,OP} $	65.6	71.3	66.4
<u>Mittlere Abweichung:</u>				
3	$\sum_t u_{t,RP} / T$	1.59	1.62	1.56
4	$\sum_t u_{t,OP} / T$	1.46	1.58	1.48

Tab.10

Vereinigtes Königreich

Absolute und mittlere Abweichungen innerhalb der theoretischen Werte der alternativen Verfahren der Popularität der Regierung und Opposition

3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen

		OLS	LOGIT	QP(OLS)
		<u>R E G I E R U N G</u>		
OLS	O P P O S I T I O N		-1.1 (0.03)	+1.5 (0.03)
LOGIT		+5.7 (0.12)		+2.6 (0.06)
QP (OLS)		+0.8 (0.02)	-4.9 (0.10)	

Erläuterungen: Die Werte (Werte in Klammern) bedeuten die absolute (mittlere) Abweichung der theoretischen Werte der entsprechenden Verfahren.

Die Tabelle wird von links nach rechts gelesen; die Angaben im oberen rechten Dreieck beziehen sich auf die Regierung, im unteren linken Dreieck auf die Opposition (z.B.: OLS(RP) = LOGIT(RP) - 1.1, oder LOGIT(OP) = OLS(OP) + 5.7).

Tab.11

Bundesrepublik Deutschland
 Absolute und mittlere Abweichungen der theoretischen von den empirischen
 Werten der Popularität der Regierung und der Opposition
 1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen;

Nr.	Abweichung	OLS/QP	LOGIT	QP(GLS)
<u>Quadratsumme der Abweichungen:</u>				
1	$\sum_t u_{t,RP}^2$	82.8	82.8	81.7
2	$\sum_t u_{t,OP}^2$	72.1	72.9	71.1
<u>Absolute Abweichung:</u>				
3	$\sum_t u_{t,RP} $	38.3	38.3	37.9
4	$\sum_t u_{t,OP} $	35.5	35.9	35.2
<u>Mittlere Abweichung:</u>				
5	$\sum_t u_{t,RP} / T$	1.37	1.37	1.35
6	$\sum_t u_{t,OP} / T$	1.27	1.28	1.26

Tab.12

Bundesrepublik Deutschland
 Absolute und mittlere Abweichungen innerhalb der theoretischen Werte
 der alternativen Verfahren der Popularität der Regierung und Opposition
 1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen

		OLS/QP	LOGIT	QP(GLS)
		<u>R E G I E R U N G</u>		
OLS / QP	O P P O S I T I O N		0.0 (0.00)	+0.4 (0.02)
LOGIT		+0.4 (0.01)		+0.4 (0.02)
QP (GLS)		-0.3 (0.01)	-0.7 (0.02)	

Erläuterungen siehe Tab. 10 .

retischen Werte der Popularitätsfunktion der BRD weisen geringere Unterschiede auf als die entsprechenden Werte für Großbritannien (0,03 - 0,12). Dagegen erhalten wir für die mittleren Abweichungen der theoretischen und empirischen Daten relativ hohe Werte um 1,36 für die Regierungspartei und um 1,27 für die Opposition (gegenüber UK: $\sim 1,5$).

Dieselben Feststellungen können wir auch an Hand der graphischen Darstellung machen (Anhang, Fig.A1): Während die Schätzungen der Popularität der Regierung und der Opposition (gestrichelte Linien) relativ stark von den tatsächlichen Zeitreihen der Variablen (durchgezogene Linien) abweichen, unterscheiden sich die theoretischen Werte der Popularitäten (Anhang, Fig.A2) nicht wesentlich voneinander.

Insgesamt ergeben sich aus der Untersuchung der alternativen Schätzverfahren unter Berücksichtigung der durch das Modell bedingten Restriktionen folgende Ergebnisse:

a) Die für das Vereinigte Königreich und die BRD durchgeführten Logit-Schätzungen der Popularitätsfunktion liefern keine Anhaltspunkte für die Annahme, daß das politische System durch wirtschaftspolitische Indikatoren wie die Arbeitslosenquote oder Inflationsrate über die Wahlentscheidung der einzelnen Bürger signifikant beeinflußt wird. Der schlechte 'Goodness-of-fit' ist wahrscheinlich auf die Verwendung von Popularitätsdaten zurückzuführen, die den Anforderungen des Tests nicht genügen. Immerhin lassen jedoch die theoretischen Werte der Popularitäten darauf schließen, daß die Parameterschätzungen des Logit-Modells keine großen Abweichungen zu den Kleinst-Quadrate-Schätzungen ergeben. Es wäre an dieser Stelle vielleicht noch zu überlegen, ob durch die Verwendung von transformierten Daten die Annahmen des Logit-Modells verletzt werden könnten.

b) Weiter konnten wir feststellen, daß wir unter bestimmten Voraussetzungen, die sich auf die Spezifikation des Modells und den Zusammenhang der Streuung der Popularitätsdaten und der Länge des Beobachtungszeitraums beziehen, identische Parameterschätzungen für die beschränkte und unbeschränkte OLS-Schätzung erhalten. Werden diese Bedingungen nicht erfüllt, kann dies zu beachtlichen Verzerrungen der geschätzten Koeffizienten führen.

Untersuchen wir die Bedingung (4.8) für m_j genauer, so sehen wir, daß der Wert der rechten Seite der Beziehung

$$(4.8) \quad m_j = 1 + \sqrt{16 / T}$$

umso näher bei 1 liegt, je größer der Stichprobenumfang T ist; m_j ist nach der Definition

$$(4.7) \quad m_j = y_{j,\max} / y_{j,\min}$$

umso größer, je stärker die maximalen und minimalen Werte der Popularitätsdaten der verschiedenen Kategorien j voneinander abweichen. Für $y_{j,\max} = y_{j,\min}$ gilt: $m_j = 1$ und die Bedingung (4.8) wird damit für jeden gegebenen Stichprobenumfang erfüllt.

Die Popularitätsdaten der untersuchten Länder (z.B. siehe Tab.8 für Großbritannien) weisen in dieser Hinsicht keine allzu großen Differenzen auf und bewegen sich über die Zeit auf einem bestimmten, relativ konstanten Niveau. Auf Grund der vorangegangenen Überlegungen müssen wir daher für Popularitätsdaten, die stärkeren Schwankungen unterliegen wie in den USA, mit größeren Abweichungen der beschränkten und unbeschränkten Schätzungen rechnen.

c) Die beschränkte GLS-Schätzung der Popularitätsfunktion der BRD ergibt geringe Unterschiede zu den Koeffizienten der unbeschränkten Schätzung; die theoretischen Werte der alternativen Schätzverfahren weisen ebenfalls relativ geringe Abweichungen untereinander auf im Vergleich zu den Residuen der geschätzten und der empirischen Daten.

Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, daß die Anwendung der unbeschränkten OLS-Schätzung auf die aggregierten Popularitätsdaten unter gewissen Einschränkungen gerechtfertigt werden kann, da sie zu keinen großen Verzerrungen der Parameter und der geschätzten abhängigen Variablen führt. Dies hat den Vorteil, daß für dieses Verfahren Teststatistiken für die Spezifikation und die Überprüfung des Modells zur Verfügung stehen. Eine Überprüfung der geschätzten Funktion auf eine mögliche Verletzung der modellbedingten Restriktionen halten wir aber auf alle Fälle für sinnvoll und notwendig.

6. Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen

Die vorliegende Arbeit stellt einen Beitrag zur Untersuchung der Popularitätsfunktionen westlicher Industrieländer dar. Die versucht den Einfluß wirtschaftspolitischer Indikatoren wie die Inflationsrate und die Arbeitslosenquote auf die Wahlentscheidung der Stimmbürger und damit auf das politische System zu erklären. Diese Hypothese wurde zunächst mit Hilfe der unbeschränkten Kleinst-Quadrate-Schätzung für das Vereinigte Königreich und die Bundesrepublik Deutschland getestet, und wir kamen zu dem Ergebnis, daß die Popularität der Regierung, der Opposition und der Parteien weitgehend durch die Entwicklung der wirtschaftlichen Variablen erklärt werden kann. Möglicherweise wird das politische System auch über andere Faktoren wie die endogen verzögerte Variable als Indikator für die 'Vergessensrate' der Wähler, die Popularität des Regierungschefs und verschiedene Trendentwicklungen beeinflusst.

Anschließend gingen wir auf die speziellen statistischen Probleme ein, die für das Modell aus der Verwendung von aggregierten Popularitätsdaten als abhängige Variable resultieren. Für die Schätzung der Popularitätsfunktion unter Beachtung der Restriktionen für die endogene Variable standen uns zwei Verfahren alternativ zur Verfügung. Die Untersuchung des Logit-Modells ergab, daß bisher ein signifikanter Einfluß des wirtschaftlichen Systems auf die Popularität der Parteien auf Grund der ermittelten Teststatistiken nicht bestätigt werden kann. Dagegen erhielten wir im allgemeinen gute Annäherungen der unbeschränkten OLS-Schätzung an die Ergebnisse der beschränkten OLS- und GLS-Methode, soweit die Popularitätsdaten bestimmte Voraussetzungen erfüllen, die von dem Verlauf der empirischen Werte und der Länge des betrachteten Zeitraums abhängen. Andererseits stellten wir für den Fall, daß die unbeschränkte Schätzung die Restriktionen des Modells eventuell verletzt, doch beachtliche Verzerrungen der Koeffizienten der wirtschaftlichen Variablen fest. Insgesamt weisen die theoretischen Werte der Parteienpopularität auf keine wesentlichen Unterschiede des 'Goodness-of-fit' der alternativen Schätzverfahren hin.

Abschließend wollen wir noch auf einige Möglichkeiten für weitere Untersuchungen hinweisen:

Im Zusammenhang mit den betrachteten Restriktionen für die endogenen Variablen des Modells müßten auch andere Nebenbedingungen für die Popularitätsfunktion wie beispielsweise die Beziehung zwischen der Arbeitslosenquote und der Preissteigerungsrate untersucht und in der Schätzung gegebenenfalls mitberücksichtigt werden. Der 'Trade-off' zwischen den ökonomischen Indikatoren, der als 'modifizierte Phillips-Kurve' bezeichnet wird, verdeutlicht die Abhängigkeit der beiden Variablen und macht die Lösung der Normalgleichungen der Kleinst-Quadrate-Methode unmöglich. Daher müßten andere Verfahren entwickelt bzw. hergeleitet werden.

Auch wäre zu überlegen, inwieweit die Annahme der Strukturkonstanz der Parameter über den Beobachtungszeitraum der Schätzungen für die Popularitätsfunktion gegeben und vertretbar ist und eine Erweiterung dieser Einschränkung zu erreichen wäre. Vielleicht kann die neuere Untersuchung nicht-parametrischer Verfahren, die keine Aussagen über die allgemeine Form der zugrundeliegenden Verteilungen der zufälligen Variable in der Grundgesamtheit voraussetzen, insbesondere damit auch nicht die in der Ökonometrie oft unrealistische Annahme normalverteilter Residuen, in dieser Richtung einen Beitrag leisten.

Anhang

A1. Die Daten

In den Schätzungen für das Vereinigte Königreich wurden die um den Anteil der Unentschiedenen transformierten Popularitätsdaten der Regierung, der Opposition und des Prime Minister herangezogen, die seit 1947 regelmäßig von 'Gallup Poll' erhoben werden. - Die Popularitätsdaten für die BRD werden in transformierter Form in dem 'Jahrbuch der öffentlichen Meinung' (NOELLE, NEUMANN(1974)) veröffentlicht. Aus diesen Daten der einzelnen Parteien wurden die Popularitäten der Regierung und der Opposition errechnet und um die Niveauunterschiede der einzelnen Legislaturperioden bereinigt (n).

Alle für die Schätzung der Popularitätsfunktionen des Vereinigten Königreichs und der Bundesrepublik Deutschland verwendeten Daten wurden mir von G.KIRCHGAESSNER zur Verfügung gestellt. Die Vierteljahresdaten, die in die Schätzungen eingingen, wurden als arithmetisches Mittel über jeweils drei Monatsdaten ermittelt; die entsprechenden Monatswerte sind im einzelnen bei KIRCHGAESSNER(1976), S.212-229 und S.239-255 aufgeführt.

Die verwendeten Variablen wurden im Text wie folgt abgekürzt:

<u>Symbol</u>	<u>Bezeichnung</u>
POP	- Popularität
RP	- Popularität der Regierung, transformiert
OP	- Popularität der Opposition, transformiert
CON	- Popularität der 'Conservative Party', UK
LAB	- Popularität der 'Labour Party', UK
LIB	- Popularität der 'Liberal Party', UK
PM	- Popularität des Prime Minister, UK
CDU	- Popularität der 'Christl.Demokrat.Union', BRD
SPD	- Popularität der 'Sozialdemokrat.Partei Dtl.', BRD
FDP	- Popularität der 'Freien Demokrat. Partei', BRD
K	- Popularität des Bundeskanzlers

ABS - Absolutglied

TREND - lineare Trendvariable

AI die Daten

PS - Preissteigerungsrate (jährlicher Anstieg der Lebenshaltungskosten)

ALQ - Arbeitslosenquote (saisonbereinigt)

DYVN - Jährlicher Anstieg des verfügbaren, nominellen Einkommens

Die Populärstärken für die BRD

A2.2 Schätzverfahren

Die Regressionen der unbeschränkten Kleinst-Quadrat

Schätzung wurden mit dem OLS/TOLS-Schätzverfahren (OLS:

einstufig; ITTOLS: iterativ und zweistufig) von N.K.A.LÄUFER und G.KIRCHGAESSNER in ALGOL 60 im Rechenzentrum Konstanz durchgeführt.

Das Programm der Logit-Analyse wurde von K. Ringwald an der Universität Konstanz zusammengestellt

Das Programm der quadratischen Programmierung stützt sich auf die Beschreibung von LAND, POWELL (1973) und ist in der

OLS- und GLS-Version im Rechenzentrum Konstanz abgelegt.

Schwierigkeiten bei der Durchführung der Schätzung ergaben sich aus der Komplexität des Programms und weitere not-

wendige Annahmen für die GLS-Version.

Die Schätzungen wurden auf dem TELEFUNKEN TR 440 des Rechenzentrums der Universität Konstanz durchgeführt.

Stand: September 1977

POP - Populärstärken der 'Labour Party', UK

LIB - Populärstärken der 'Liberal Party', UK

PM - Populärstärken des Prime Ministers, UK

CDU - Populärstärken der 'Christl. Demokr. Union', BRD

SPD - Populärstärken der 'Sozialdemokr. Partei', BRD

FDP - Populärstärken der 'Freien Demokr. Partei', BRD

K - Populärstärken des Bundeskanzlers

A3. Tabellenanhang

Tab.A1

Vereinigtes Königreich
 Popularität des Regierungschefs
 3.1953 - 3.1964, 45 Beobachtungen; ITTSLIS-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS _{t-2}	ALQ	R ²	DW	F	FG
1	PM	66.46 ⁺ (5.89)	-0.46 (-0.57)	-7.49 (-1.32)	0.70	1.55	54	42

Tab.A2

Bundesrepublik Deutschland
 Popularität des Regierungschefs
 1.1951 - 3.1966, 63 Beobachtungen; ITTSLIS-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS	ALQ	TREND	R ²	DW	F	FG
1	K	25.91 [*] (6.87)	-1.76 [⊙] (-2.52)	-1.10 ⁺ (-1.70)		0.61	1.4)	50	60
2	K	48.78 ⁺ (3.22)	-1.59 [⊙] (-2.26)	-3.30 [⊙] (-2.13)	-0.46 (-1.55)	0.62	1.46	35	59

Tab.A3

Bundesrepublik Deutschland
 Popularität des Regierungschefs
 1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; OLS-Schätzungen

Nr.	Abhäng. Variable	ABS	PS	ALQ	TREND	R ²	DW	F	FG
1	K	37.51 ⁺ (5.08)	-3.87 ⁺ (-2.86)	2.04 ⁺ (2.00)		0.21	1.92	5	25
2	K	39.29 ⁺ (4.91)	-4.59 [⊙] (-2.57)	0.29 (0.10)	0.42 (0.63)	0.19	1.95	3	24

Erläuterungen siehe Tab.1 .

Fig.A1

Bundesrepublik Deutschland
Empirische und theoretische Werte der Popularitäten der
Regierung und der Opposition
1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; $POP = f(ALQ, K)$

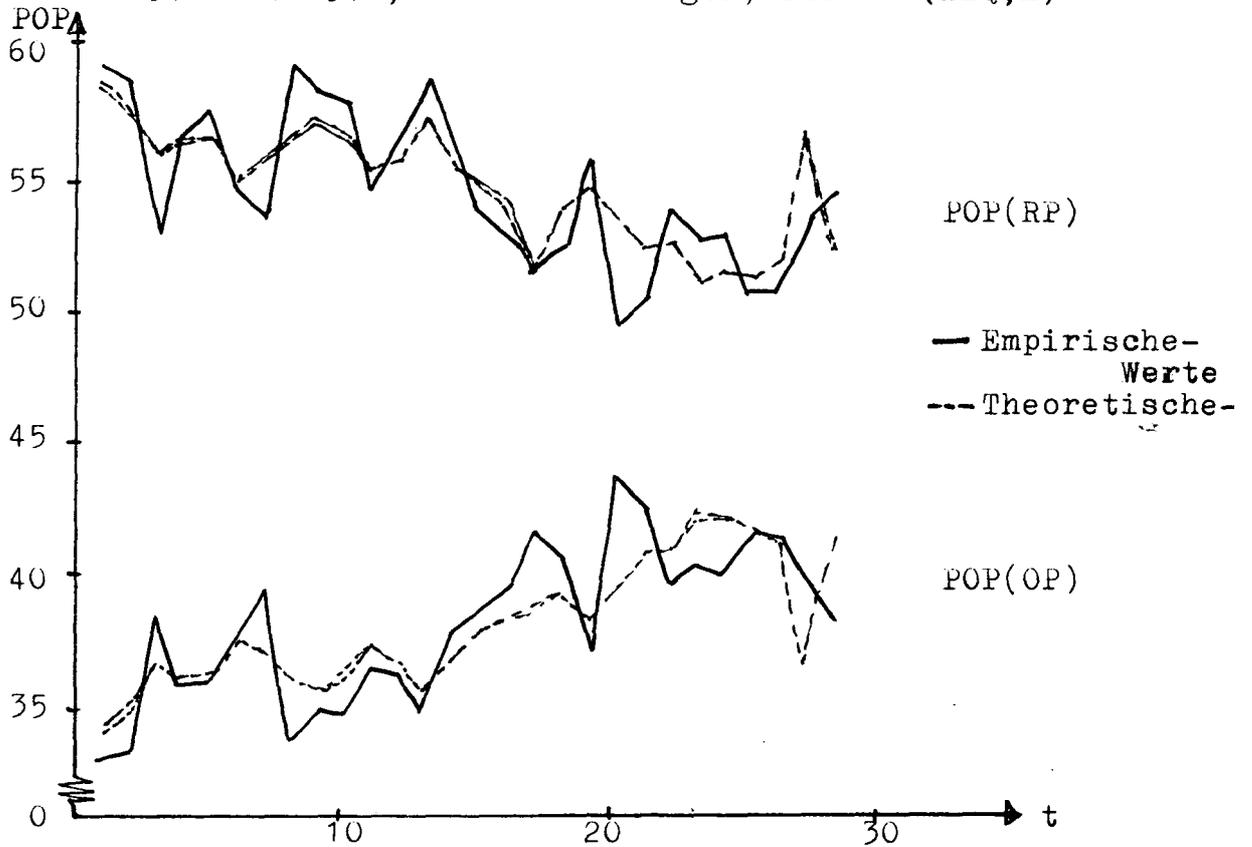
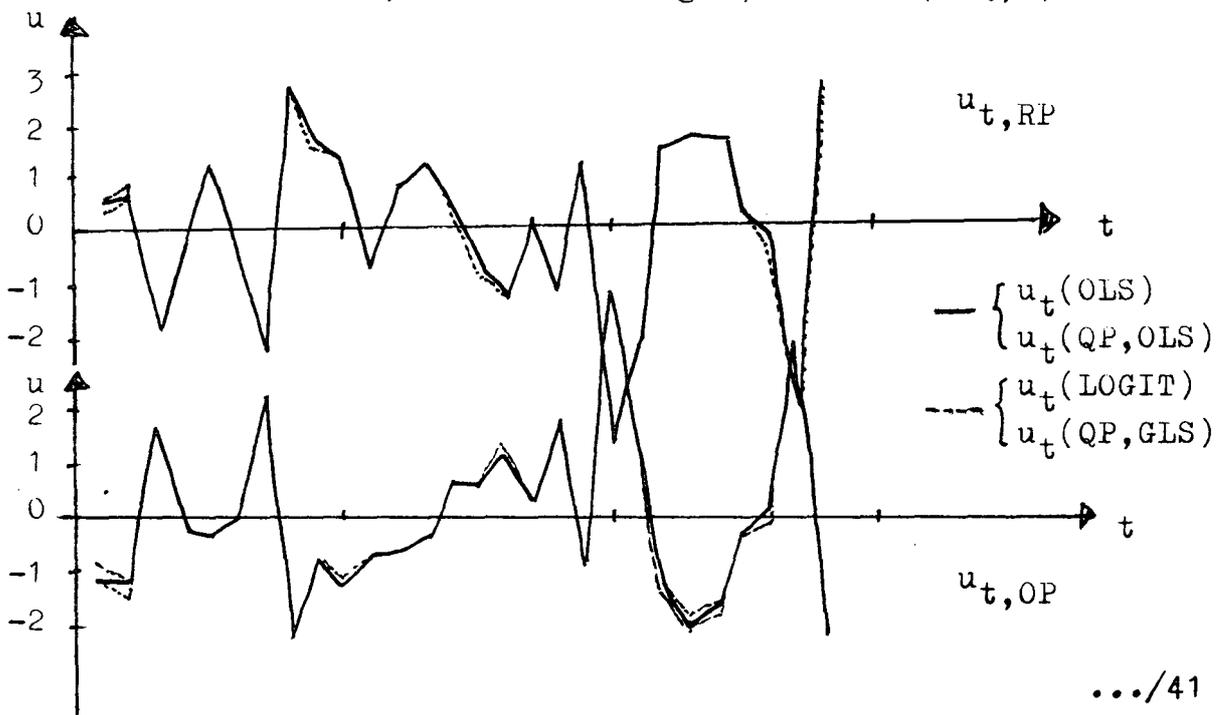


Fig.A2

Bundesrepublik Deutschland
Abweichungen der theoretischen von den empirischen Werten
der Popularität der Regierung und der Opposition
1.1970 - 4.1976, 28 Beobachtungen; $POP = f(ALQ, K)$



A4. Anmerkungen

1. KIRCHGAESSNER(1977) stellte fest, daß die Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage (Infratest-Daten) durch die Wähler der wichtigere Bestimmungsfaktor für die Parteienpopularität z.B. gegenüber der Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage ist.
2. Kritik an der Eignung von Popularitätsdaten für ökonomische Untersuchungen wurde z.B. von DINKEL(1977) geübt. Er weist darauf hin, daß sowohl die Aggregation von Umfrageergebnissen als auch die Verwendung von transformierten Daten unzulässig sei, und "ökonometrische Popularitätsuntersuchungen eine Genauigkeit vermuten lassen, die sie nicht besitzen." (ebenda, S.131).
3. Zur Erklärung der verwendeten Variablen siehe Anhang A1.
4. Zur Begründung dieser Annahme siehe KRAMER(1971).
5. SCHNEIDER(1977) erhält für den Einfluß des nominellen Einkommens signifikantere Werte als für den realen Einkommenszuwachs. Es erscheint daher sinnvoll anzunehmen, daß die Wirtschaftssubjekte der Geldillusion unterliegen.
6. FREY,GARBERS(1972) konnten für Großbritannien die Existenz solcher Reaktionsschwellen feststellen.
7. Siehe KIRCHGAESSNER(1976), Abschnitt 4.1.3.
8. Zur Datenbasis siehe Anhang A1.
9. Dieser Abschnitt stützt sich weitgehend auf Ausführungen von KIRCHGAESSNER(1974,1976).
10. Erläuterungen zu den einzelnen Schätzverfahren siehe Anhang A2.
11. Zur Methode der kleinsten Quadrate und den verwendeten Testgrößen siehe beispielsweise JOHNSTON(1972), SCHÖNFELD(1969), TINTNER(1960) bzw. THEIL(1970),S.204ff.
12. Siehe dazu KIRCHGAESSNER(1976).
13. Vergleiche dazu die Ergebnisse von KIRCHGAESSNER(1976), Abschnitt 4.1.1. und S.122.
14. Siehe WILDENMANN(1977), ständiger Mitarbeiter der 'Capital'-Redaktion.
15. Siehe WILDENMANN(1977), S.118.
16. Siehe auch FREY,GARBERS(1972),S.289ff.
17. Zur Darstellung des Modells siehe LEE,JUDGE,ZELLNER(1970), S.32-33 und Appendix B.
18. Siehe beispielsweise FINNEY(1964a,b).
19. Zur Logit-Analyse siehe z.B. THEIL(1971),S.628ff., PRESS (1972),S.266ff., NERLOVE,PRESS(1973),S.12ff., und RONNING, RINGWALD(1977a),S.12-14.
20. Erläuterungen zu den Teststatistiken siehe z.B. bei KENDALL,STUART(1967),S.224ff., THEIL(1971),S.98ff., NERLOVE,PRESS(1973),S.44f. und RONNING,RINGWALD(1977a), S.14-15.
21. Erläuterungen zum Logit-Schätzverfahren siehe Anhang A2.
22. Erläuterungen zum Schätzverfahren der quadratischen

Programmierung siehe Anhang A2. - Zur Darstellung des Modells in der Literatur siehe LEE, JUDGE, ZELLNER(1968), S.1167 und LEE, JUDGE, ZELLNER(1970), S.32-33 und App.B. Zur quadratischen Programmierung und dem Lösungsalgorithmus siehe BEALE(1955,1969,1967,1968), BOOT(1964), S.36 und LAND, MORTON(1973). Das Programm der quadratischen Programmierung ist ausführlich dargestellt in LAND, POWELL(1973), S.11. Eine Gegenüberstellung des Modells von LEE, JUDGE, ZELLNER(1970) bzw. von LAND, POWELL(1973) finden wir bei RONNING, RINGWALD(1977a), S.18.

23. Siehe dazu LEE, JUDGE, ZELLNER(1970), S.41-42.
24. Siehe auch z.B. McGUIRE, FARLEY, LUCAS, RING(1968).
25. Schwierigkeiten bei der Durchführung der Schätzung mit dem Programm der quadratischen Programmierung ergaben sich aus der Komplexität des Programms, die u.a. aus einem großen Stichprobenumfang, einer hohen Anzahl von Regressoren und zusätzlichen Bedingungen für die Parameter des Modells resultieren können. Für die GLS-Version muß das Programm außerdem um Annahmen über die Kovarianzen der Residuen erweitert werden.
26. Vgl. Anmerkung 25.
27. Bei den berechneten Werten gehen positive wie negative Abweichungen in gleicher Weise ein; ebenso werden alle Größen gleich gewichtet, wie dies z.B. bei der Summe der quadratischen Abweichungen nicht der Fall ist.

A5. Literaturverzeichnis

- BEALE, E.M.L. (1955), On minimizing a convex function subject to linear equalities, in: Journal of the Royal Statistical Society, Nr.17, S.173-184..
- BEALE, E.M.L. (1959), On quadratic programming, in: Naval Research Logistics Quarterly, 6, S.227-243.
- BEALE, E.M.L. (1967), Numerical methods, in: ABADIE, J. (Hrsg.), Nonlinear programming, Amsterdam.
- BEALE, E.M.L. (1968), Mathematical programming in practice, London: Pitman.
- BOOT, J.C.G. (1964), Quadratic programming, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- DINKEL, R. (1977), Der Zusammenhang zwischen der ökonomischen und politischen Entwicklung in einer Demokratie, Duncker & Humblot, Berlin.
- FINNEY, D.J. (1964a), Statistical methods in biological assay, 2. Auflage, Griffin, London.
- FINNEY, D.J. (1964b), Probit analysis, 2. Auflage, Cambridge, University Press.
- FREY, B.S., GARBERS, H. (1971), Politico-Econometrics: On estimating in political economy, in: Political Studies, 19, S.316-320.
- FREY, B.S., GARBERS, H. (1972), Der Einfluß wirtschaftlicher Variablen auf die Popularität der Regierung, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 186, S.281-295.
- GOODHART, C.A.E., BHANSALI, R.J. (1970), Political economy, in: Political Studies, 18, S.43-106.
- JOHNSTON, J. (1972), Econometric methods, London: McGraw-Hill.
- KENDALL, M.G., STUART, A. (1967), The advanced theory of statistics, Vol.2, 2. Auflage, Griffin, London.
- KIRCHGAESSNER, G. (1974), Ökonometrische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 110 Jh., S.409-445.
- KIRCHGAESSNER, G. (1976), Rationales Wählerverhalten und optimales Regierungsverhalten, Dissertation, Konstanz: Universität Konstanz.
- KIRCHGAESSNER, G. (1977), Wirtschaftslage und Wählerverhalten - Eine empirische Studie für die BRD von 1971 bis 1976, in: Politische Vierteljahresschrift, 18, Heft 2/3.
- KRAMER, G.H. (1971), Short term fluctuations in U.S. voting behaviour 1896 - 1964, in: American Political Science Review, 65, S.131-143.
- LAND, A.H., MORTON, G. (1973), An inverse-basis method for Beale's quadratic programming algorithm, in: Management Science, 19, S.510-516.
- LAND, A.H., POWELL, S. (1973), Fortran codes for mathematical programming, John Wiley & Sons, London.
- LEE, T.C., JUDGE, G.G., ZELLNER, A. (1968), Maximum Likelihood and Bayesian estimation of transition probabilities, in: Journal of the American Statistical Association, 63, S.1162-1179.

- LEE, T.C., JUDGE, G.G., ZELLNER, A. (1970), Estimating the parameters of the Markov probability model from aggregate time series data, North-Holland, Amsterdam, London.
- McGUIRE, T.W., FARLEY, J.U., LUCAS, R.E., RING, L.W. (1968), Estimating and inference for linear models in which subsets of the dependant variable are constraint, in: Journal of the American Statistical Association, 63, S.1201-1213.
- MILLER, W.L., MACKIE, M. (1973), The electoral cycle and the asymmetry of government and opposition popularity: An alternative model of the relationship between economic conditions and political popularity, in: Political Studies, 21, S.263-279.
- NERLOVE, M., PRESS, S.J. (1973), Univariate and multivariate log-linear and logistic models, RAND-Monograph R - 1306 - EDA/NIH.
- NOELLE, E., NEUMANN, E.P. (1974), Jahrbuch der öffentlichen Meinung 1968 bis 1973, Allensbach/Bonn.
- PRESS, S.J. (1972), Applied multivariate analysis, Holt, Rinehart and Winston, New York.
- RONNING, G., RINGWALD, K. (1977a), An empirical comparison of Logit analysis and inequality-constrained Least Squares in a model which has qualitative dependant variables. The case of aggregate data., Mimeo, Konstanz: Universität Konstanz.
- RONNING, G., RINGWALD, K. (1977b), A note on the equality of constrained and unconstrained OLS estimates in the general linear probability model, Diskussionsbeiträge der Universität Konstanz, Konstanz: Universität Konstanz.
- RONNING, G., SCHNEIDER, F. (1976), Popularitätsfunktionen - Eine empirische Zwei-Länder-Studie, in: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, 27/3, S.370-390.
- SCHNEIDER (1977), Politisch-ökonomische Gesamtmodelle. Ein theoretischer und empirischer Ansatz, Dissertation, Konstanz: Universität Konstanz.
- SCHÖNFELD, P. (1969), Methoden der Ökonometrie, Band II, Verlag Franz Vahlen, Berlin.
- STIGLER, G.J. (1973), General economic conditions and national elections, in: American Economic Review, Papers & Proceedings, 63, S.160-167.
- THEIL, H. (1970), Economic forecast and policy, 3. Auflage, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- THEIL, H. (1971), Principles of econometrics, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- TINTNER, G. (1960), Handbuch der Ökonometrie, Springer-Verlag, Berlin.
- WILDENMANN, R. (1977), Wie die Deutschen wählen würden, in: Capital, 9, S.111-120.