ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Ronning, Gerd; Schneider, Friedrich

Working Paper

Popularitätsfunktionen, eine empirische Zwei-Länder-Studie

Diskussionsbeiträge, No. 68

Provided in Cooperation with:
Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Ronning, Gerd; Schneider, Friedrich (1975) : Popularitätsfunktionen, eine empirische Zwei-Länder-Studie, Diskussionsbeiträge, No. 68, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Konstanz

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/78179

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

FACHBEREICH WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN
UNIVERSITÄT KONSTANZ

Popularitätsfunktionen-eine empirische Zwei-Länder-Studie

Gerd Ronning und Friedrich Schneider

DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr 68

wrc
10
i
d48-68

D-775 Konstanz
Postfach 733

320 U-U

Popularitätsfunktionen#eine empirische Zwei-Länder-Studie

Gerd Ronning 100* und Friedrich Schneider 104a

August 1975
425

451 Diskussionsbeiträge
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften
der Universität Konstanz 68

010 Nr. 68
040

Popularitätsfunktionen-eine empirische Zwei-Länder-Studie

Gerd Ronning und Friedrich Schneider
Universität Konstanz

1. Einleitung

Es hat sich in früheren Untersuchungen gezeigt, daß die Popularität einer Regierung ein sinnvolles Kriterium zur Beurteilung ihrer Politik darstellt. Die zugrundeliegende Theorie postuliert, daß der (rational handelnde) Wähler die Leistung der Regierung vor allem an wirtschaftspolitischen Indikatoren wie dem Ausmaß der Arbeitslosigkeit oder der Höhe des verfügbaren Einkommens mißt, wenn er sie bei Wahlen beurteilen soll. Er verhält sich hauptsächlich deshalb so, weil ihm für die Bewertung andere relevante Informationen nicht ohne größeren Aufwand zur Verfügung stehen. Bei dieser Beurteilung spielen vermutlich auch seine Erwartungen über die zukünftige Entwicklung der betrachteten Indikatoren eine Rolle.

Wenn nur eine Partei die Regierung stellt, so besteht kein Problem in der Beurteilung; wenn jedoch zwei Parteien eine Regierungskoalition bilden, dann ist es fraglich, ob der Wähler die Regierungskoalition als Ganzes für eine bestimmte Politik verantwortlich macht oder ob er etwa diese Haltung nur gegenüber der größeren, dominanten Partei einnimmt. In der vorliegenden Arbeit soll neben dieser Frage auch die Frage nach dem Einfluß der Erwartungen empirisch untersucht werden.

In Teil 2 fassen wir die bisherige Diskussion über Popularitätsfunktionen zusammen. Teil 3 enthält unsere Ergebnisse zu der Frage, ob die Regierung als Ganzes oder bestimmte Parteien für die vergangene wirtschaftliche Entwicklung und deren gegenwärtige Lage

verantwortlich gemacht werden. Hierbei beschränken wir uns auf die Entwicklung in der BRD. In Teil 4 untersuchen wir für BRD und USA den Einfluß von Erwartungen über die Entwicklung wirtschaftlicher Variablen auf die Parteienpopularität (BRD) bzw. Präsidentenpopularität (USA). Für die USA führen wir auch solche Schätzungen durch, bei denen eine Reihe bisher nicht betrachteter Variablen berücksichtigt wird.

2. Entwicklung und Stand der Diskussion

2.1 a) USA

In den letzten 4-6 Jahren hat in den USA eine lebhafte Diskussion stattgefunden, inwieweit ökonomische Faktoren einen Einfluß auf das Ergebnis von Kongreß- und Präsidentenwahlen haben; d.h. es wurde untersucht, ob sich wirtschaftliche Variable wie Inflationsrate, Grad der Arbeitslosigkeit und Entwicklung des verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen auf die Popularität der Parteien oder die des Präsidenten positiv oder negativ auswirken.

Die erste ausführliche Studie zu dieser Fragestellung (Kramer, 1971) beschäftigt sich mit dem Problem, inwieweit sich kurzfristige Schwankungen des Wahlverhaltens auf ökonomische Ursachen zurückführen lassen. [1] Kramer, der vom Rationalwahlmodell ausgeht, untersucht mit Hilfe der Regressionsanalyse die Ergebnisse von 35 Wahlen zum Repräsentantenhaus (für die Zeit von 1896 bis 1964) auf ihre Beeinflussung durch wirtschaftliche Variable. Er stellt dabei zunächst fest, daß nur die Veränderung des verfügbarem Einkommens einen signifikanten Einfluß auf Kongreßwahlen hat, hingegen Arbeitslosigkeit und Preissteigerungen keinen signifikanten Einfluß haben. Nach einer Korrektur der Daten kommt er jedoch zu dem Ergebnis, daß auch die Preissteigerungen einen signifikanten Einfluß auf

die Kongreßwahlen haben.[2)]

Von Kramers Artikel angeregt beschäftigte sich Stigler (1973) ebenfalls mit der Frage, ob ökonomische Variable die Popularität der Parteien beeinflussen. Im Gegensatz zu Kramer vertritt er die Ansicht, daß das rationale Wählerverhalten im allgemeinen nicht von kurzfristigen Fluktuationen wirtschaftlicher Variabler abhängt, sondern sich an langfristigen Aspekten wie z.B. dem stetigen Wachstum des realen Einkommens orientiert.

Stigler kommt bei seinen eigenen Schätzungen zu folgendem Ergebnis: a) In makroökonomischen Fragen (z.B. Antiinflationspolitik) unterscheiden sich die demokratische und republikanische Partei nicht und b) es besteht kein signifikanter Einfluß wirtschaftlicher Variablen (Unterbeschäftigung und verfügbares Einkommen) auf die Popularität der Parteien. Es können jedoch andere Faktoren wie z.B. die Umverteilung (verursacht durch die Inflation)[3)] einen Einfluß auf Wahlen haben, was noch genauer untersucht werden müßte.

Okun (1973), der sich mit Stiglers Artikel kritisch auseinandersetzt, stellt die These auf, daß bestimmte ökonomische Variable nur in gewissen Zeiträumen einen signifikanten Einfluß auf die Popularität der Parteien haben. Er begründet dies u.a. damit, daß sich z.B. Arbeitslosigkeit bei Kongreßwahlen in einem Zeitraum von 40 Jahren für die demokratische Partei vierzehnmal und für die republikanische Partei fünfmal positiv auswirkte. Er kritisiert an Stiglers Untersuchung vor allem, daß in 9 von 11 Regressionsgleichungen, die von Stigler getestet wurden, wirtschaftliche Variable einen signifikanten Einfluß haben, so daß es aus diesem Grund nur schwer verständlich ist, wie Stigler zu seinem abschließenden Ergebnis kommen konnte.

Abschließend sei noch kurz auf den jüngsten Beitrag zum Thema Popularitätsfunktion eingegangen. Lepper (1974) untersucht, wie der Trade-off zwischen Arbeitslosigkeit und Preissteigerungen zur Popularität von Parteien in Beziehung zu setzen ist. Sie greift hierbei auf den Ansatz von Kramer (1971) zurück und modifiziert ihn in dem Sinn, daß sie jeweils nur zwei ökonomische Variable (Arbeitslosigkeit und Preissteigerungen oder Preissteigerungen und verfügbares Einkommen) zur Erklärung der Popularität der Parteien heranzieht. In den Regressionsgleichungen erhält sie für alle ökonomischen Variablen einen signifikanten Einfluß auf die Popularität der republikanischen Partei.[4)]

Bei der Diskussion über Popularitätsfunktionen in den USA zeigt sich, daß sich die meisten Studien mit der Popularität der Parteien bei Kongreßwahlen beschäftigen, während die Popularität des Präsidenten und deren Abhängigkeit von wirtschaftlichen Variablen kaum untersucht wird. Die einzige (uns bekannte) Studie, die Einflüsse auf die Popularität des Präsidenten analysiert, stammt von Mueller (1970). Als Einflußkomponenten verwendet Mueller die folgenden Variablen:

a) eine Abnützungsvariable während der Amtszeit eines bestimmten Präsidenten,

b) eine Krisenvariable für die kurzfristige Zustimmung bei internationalen Krisen,

c) eine Dummy-Variable für den Korea- und Vietnam-Krieg,

d) eine Dummy-Variable für die Amtszeit eines bestimmten Präsidenten und

e) als wirtschaftlichen Indikator die Zunahme der Arbeitslosigkeit.

(Mueller erklärt nicht, weshalb er nicht auch weitere wirtschaftliche Variable verwendet.)

Bei den Regressionen ergibt sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Popularität und den genannten fünf Variablen. Lediglich bei der dritten Variablen zeigt sich, daß nur der Korea-Krieg einen signifikanten Einfluß auf die Popularität des Präsidenten Truman hat.

b) Europa

Im Anschluß an die ersten Studien in den USA wurden auch in Europa in der letzten Zeit Untersuchungen angestellt, inwieweit ökonomische Variable die Popularitat der Regierungsparteien beeinflussen.

Goodhart und Bhansali (1970) untersuchen diesen Zusammenhang für Großbritannien und stellen in ihrem Regressionsansatz fest, daß Arbeitslosigkeit und Preissteigerungen einen signifikanten Einfluß auf die Popularität der Regierungspartei haben. Ferner kommen sie zum Schluß, daß diese einen Wahlzyklus aufweist. Mit Hilfe der Spektralanalyse kommen sie allerdings zu dem abweichenden Ergebnis, daß bei der Popularität (der Regierungspartei) keine konjunkturellen Schwingungen festzustellen sind.

Frey und Garbers (1971) kritisieren am Ansatz von Goodhart und Bhansali die Diskrepanz zwischen dem Ergebnis des spektralanalytischen Ansatzes und dem des Regressionsansatzes; außerdem kommen sie zu dem Ergebnis, daß die Beziehungen zwischen den wirtschaftlichen Variablen und den politischen nicht rekursiv, sondern simultan sind, so daß sich als Folge des Nichtberücksichtigens der Simultaneität verzerrte Schätzergebnisse ergeben. In einem weiteren Beitrag (1972) stellen sie die Hypothese auf, daß ökonomische Variable nicht permanent auf die Popularität der Regierung einwirken, sondern erst, wenn gewisse Schwellenwerte überschritten werden.

Sie weisen in einem ersten Ansatz bei der Inflationsrate die Existenz von 'oberen' Reaktionsschwellen für Großbritannien empirisch nach.

Die umfassendste und gründlichste Untersuchung über den Einfluß ökonomischer Variablen auf die Popularität der Parteien in Großbritannien und der BRD stammt von Kirchgäßner (1974). Er entwickelt nach einer ausführlichen Kritik der eben genannten Ansätze ein Modell des individuellen Wählerverhaltens, aus dem sich Hypothesen über den Zusammenhang der wirtschaftlichen Situation eines Landes und der Popularität der Regierungs- und Oppositionsparteien ableiten lassen. Der empirische Test dieser Hypothesen erfolgt mit Hilfe der Spektral- und Regressionsanalyse.

Bei der Spektralanalyse stellt Kirchgäßner fest, daß die Regierungspopularität in Großbritannien in einem etwa fünf Jahre dauernden Zyklus schwingt, währen in der BRD die Popularität der Regierungspartei (CDU) keinen eigenständigen Zyklus aufweist. Ebenso konnte in beiden Ländern kein Zyklus für die Oppositionsparteien nachgewiesen werden.

Als Ergebnis seiner Regressionsanalysen zeigt sich, daß Arbeitslosigkeit und Preissteigerungen in beiden Ländern einen signifikanten Einfluß auf die Regierungspartei besitzen. Ebenso hat die Popularität des Regierungschefs einen signifikanten Einfluß auf die Popularität der Regierungspartei. In beiden Ländern haben ökonomische Variable keinen signifikanten Einfluß auf die Popularität der Oppositionspartei.

2.2 Methodische Bemerkungen

Die bisher in der Literatur im Zusammenhang mit Popularitätsfunktionen geführte Diskussion hat neben den inhaltlichen Aspekten auch methodische Probleme einbezogen. Dabei ist zwischen solchen Methodenfragen zu unterscheiden, die allgemein auf empirische Untersuchungen zutreffen, und solchen, die spezifisch für die Untersuchung von Popularitätsfunktion gelten. In der folgenden Aufzählung beginnen wir mit den ersteren.

Fehlspezifikation: Hierher gehören sowohl Hinweise auf den "simultaneous equation bias" (besonders Frey und Garbers (1971, 1972)) als auch auf einen zu niedrigen (oder zu hohen) Wert der Durbin-Watson-Statistik; ersterer bezieht sich auf das Auslassen von Gleichungen, letzterer auf das Auslassen von Variablen in der betrachteten Gleichung für die Popularität. Die wenigen vorhandenen Untersuchungen zu "simultaneous equation bias" deuten darauf hin (siehe z.B. Schönfeld 1971, S. 38), daß zumindest für größere Stichproben, wie sie in Popularitätsstudien überwiegend verwendet werden, dieser Fehler für die Schätzung der Koeffizienten von geringerer Bedeutung ist. Darüber hinaus kann oft inhaltlich für die Rekursivität des Systems argumentiert werden (für die die OLS-Schätzung optimal ist). Siehe z.B. Kirchgäßner (1974, S. 431/2).

Die oft sehr niedrigen Werte der Durbin-Watson Statistik in den empirischen Untersuchungen weisen auf Fehlspezifikation in der geschätzten Gleichung hin. Andererseits ist wegen der Multikollinearität der verschiedenen für sinnvoll erachteten Regressoren eine Beschränkung auf eine Untermenge im allgemeinen der einzige Ausweg, um zu signifikanten Resultaten zu gelangen (z.B. Stigler, 1973).

Die Benützung von Scheinvariablen (Dummy-Variablen)

Es scheint einleuchtend zu sein, daß nicht ausschließlich ökonomische Variable die Popularität oder das Wahlergebnis für bestimmte Personen oder Parteien beeinflussen bzw. daß der Einfluß für unterschiedliche Personen (Parteien) unterschiedlich groß ist. Darüber hinaus besteht empirische Evidenz dafür, daß die Popularität einer bestimmten Person oft einen negativen Trend hat, d.h. daß sich die Popularität "abnützt" (Mueller, 1970).

Zur Erfassung dieser Phänomene sind in Popularitätsuntersuchungen in großem Umfang Scheinvariable benutzt worden, die die verschiedenen postulierten Hypothesen beschreiben (z.B. Mueller (1970), Kramer (1971), Stigler (1973), Lepper (1974)). Dabei wurde aber oft übersehen, daß die Einführung dieser Scheinvariablen die zu testende Hypothese verändert, sofern man weiterhin lediglich am Einfluß der ökonomischen Variablen interessiert ist. Wir wollen dies an einem einfachen Beispiel illustrieren. Angenommen die Popularität eines Präsidenten (Pop(t)) zum Zeitpunkt t sei abhängig von der Preissteigerung im selben Zeitpunkt (p_t). Die Stichprobe erstrecke sich über die Regierungsperioden von vier verschiedenen Präsidenten und es sei T_i (i=1,2,3,4) der Stichprobenumfang für Präsident i sowie $T = \sum_{i=1}^{4} T_i$ der Gesamtumfang.

Oft wird sich bei Schätzung der Einfachregression in Gleichung (1), nämlich

(1) $$POP(t) = \alpha + \beta p_t + u_t \quad , t = 1,\ldots,T,$$

ein (mehr oder minder) signifikanter negativer Wert für die Schätung von β ergeben, der die - plausible - Hypothese unterstützt, daß Preisveränderung negativ auf die Popularität der einzelnen Präsidenten einwirken.

Will man nun im Gegensatz zu Gleichung (1) zulassen, daß die abhängige Variable Popularität auch durch Niveaueffekte (α_i für Präsident i) beeinflußt werden, so ergibt sich als erweiterter Ansatz

(2) $POP(t) = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + p_t + u_t$, $t=1,\ldots T$,

wobei D_{it} $(i=1,2,3,4)$ den Wert 1 hat, sofern die t-te Beobachtung zeitlich zum Präsidenten i gehört (und Null sonst). Man erhält dann oft ein hohes R^2 und damit einen hohen F-Wert bezüglich der Gesamtregression.[5] Dies ist jedoch irrelevant für die Überprüfung der Hypothese, ob neben den Niveaueffekten andere Regressoren einen Einfluß auf die abhängige Variable haben.[6]

Es sei abschließend darauf hingewiesen, daß der bei Kramer und der ihm folgenden Literatur benutzte "Incumbency - Dummy", der die Werte +1 und-1 annimmt, zu erheblichen Restriktionen bei dem Hypothesenresultat führt. Die benützte Formulierung besagt nämlich, daß der Einfluß der ökonomischen Variablen symmetrisch ist, d.h. daß er im selben Ausmaß absolut gesehen auf eine bestimmte Partei einwirkt unabhängig davon, ob diese regiert oder in der Opposition ist. Diese Annahme scheint kaum haltbar zu sein. Siehe z.B. Kirchgäßner (1974, S. 418).

Das Schwellenargument und die Logit- bzw. Probit-Analyse

Erstaunlich selten gehen die bisherigen Untersuchungen darauf ein, daß Popularitätsdaten und Wahlergebnisse wegen ihrer Beschränkung auf ein endliches Intervall ganz spezielle statistische Probleme aufwerfen, sofern diese Daten als abhängige Variable im Regressionsansatz spezifiert werden.[7]

Frey und Garbers (1972) haben argumentiert, daß die Popularität von bestimmten ökonomischen Variablen nur innerhalb bestimmter Schwellen beeinflußt werden. Kirchgäßner hat diesen Gedanken aufgegriffen und die ökonomischen Regressor-Variablen einer monotonen Transformation derart unterworfen, daß für bestimmte "mittlere" Intervalle der ökonomischen Variablen deren Einfluß auf die Popularität besonders stark und "am Rande" besonders schwach ist. Er verwendete dazu Normalverteilungsfunktionen (und zwar separat für jeden Regressor). Für den einzelnen Regressor ist dies aber nichts anderes als die Probit-Transformation bei Theil (1971, S. 631) bei Vorgabe bestimmter Parameter. Das inhaltliche Schwellenargument ist also auch als methodisches Argument verwendbar.[8)]

Interessant ist nun, daß Kirchgäßner für die Probit-Transformation kaum andere Ergebnisse als für die lineare Hypothese (wie sie beispielsweise in Frey und Garbers (1972) spezifiziert ist) erhält. Dasselbe berichtet Lepper (1974, S. 73 FN) für die USA (bei Verwendung des Logitansatzes und Wahlergebnisdaten anstelle von Popularitätsdaten). Diese Ergebnisse haben uns dazu veranlaßt, in diesem Aufsatz auf Logit- oder Probit-Transformationen zu verzichten, denn eine exakte Analyse wirft erhebliche Schätzprobleme auf.[9)]

2.3 Zusammenfassung und Folgerungen für den eigenen Ansatz

Die vorliegenden empirischen Ergebnisse lassen sich kurz wie folgt zusammenfassen: Sowohl für Wahlergebnisse als auch für Popularitätsdaten von Parteien konnte der Einfluß von wirtschaftlichen Variablen nachgewiesen werden. Dies gilt für Preissteigerungen, Arbeitslosigkeit und verfügbares Einkommen. Für die USA ist allerdings anhand der Popularitätsdaten bisher nur der Einfluß der Arbeitslosigkeit untersucht worden (Mueller, 1970). Außerdem wurde bis-

her nie empirisch analysiert, in welchem Umfang neben tatsächlichen Werten die Erwartungen (bezüglich der wirtschaftlichen Variablen) einen Einfluß auf die Popularität haben.

Stellt man sich auf den Standpunkt, daß Popularitätsdaten wegen ihrer Verfügbarkeit und damit der Verwendung in Prognose- und Entscheidungsmodellen (z.B. Schneider, 1974, Frey und Schneider, 1975) von größerer Relevanz als Wahlergebnisse sind, so ergeben sich die drei folgenden Fragen, die im weiteren untersucht werden sollen:

a) Beziehen sich die Ergebnisse aus den bisherigen Popularitätsuntersuchungen mehr auf einzelne Parteien oder beziehen sie sich weitgehend auf "die Regierung"? Diese Frage ist relevant, wenn in einem Land mehr als zwei Parteien bestehen und verschiedene Koalitionen die Regierung bilden können.
b) Welchen Einfluß üben "Erwartungen" hinsichtlich wirtschaftliche Variabler auf die Popularität aus?
c) Welche andere wirtschaftliche Variablen neben der Arbeitslosigkeit haben einen Einfluß auf die Popularitat des Präsidenten? Wir gehen darauf im Zusammenhang mit der Beantwortung der Frage b) ein.

3. Regierungspopularität versus Parteienpopularität

3.1 Vorbemerkungen

Unsere Frage zu diesem Punkt läßt sich konkret folgendermaßen stellen: Machen die Wähler (die Befragten) "die Regierung" für die ökonomische Situation verantwortlich oder differenzieren sie danach, welche Parteien die Regierungsgeschäfte führen? Zur Überprüfung dieser Frage verwenden wir den Regressionsansatz

$$(3) \qquad POP(t) = \beta_1 + \sum_{j \geq 2} \alpha_j d_{jt} + \sum_{i \geq 2} \beta_i x_{it} + u_t ,$$

wobei POP(t) die (Gesamt-)Popularität zum Zeitpunkt t der regie-

renden Parteien darstellt, x_{it} (i=2,...K) die Beobachtungen für die verschiedenen ökonomischen Variablen sind und d_{jt} die Beobachtungen für die verschiedenen Scheinvariablen angeben, die durch die unterschiedlichen Parteienkostellationen gegeben sind.

Die Scheinvariablen lassen die Überprüfung der Frage zu, ob ein "Niveau--Effekt" bezüglich der verschiedenen Konstellationen besteht (siehe auch Abschnitt 2.2). Für die weitergehende Frage, ob außerdem die Regressionskoeffizienten verschieden sind, benutzen wir separate Gleichungen für Regierungs- und Parteien-Popularität (ohne Dummy-Variable) und untersuchen diese für verschiedene Zeitabschnitte.

Neben den von Kirchgäßner (1974) untersuchten Variablen Preissteigerung und Arbeitslosenquote haben wir zusätzlich das verfügbare Einkommen, den privaten Verbrauch und den Bruttoverdienst berücksichtigt. Dies ist durch die Diskussion in der amerikanischen Literatur (Abschnitt2.1) motiviert.[10)]

3.2 Die Schätzergebnisse und deren Diskussion

Tabelle 1 faßt unsere Schätzergebnisse zusammen.[11)] Die Gleichungen (1) und (2) stellen die Regierungspopularität in Abhängigkeit von ökonomischen Variablen dar, wobei Gleichung (3) zusätzlich das Auftreten von Niveau-Effekten aus verschiedenen Parteien-Konstellationen (wie z.B. Große Koalition) erfaßt. Ein Vergleich von (1) und (2) zeigt deutlich, daß durch die Einführung der Dummy-Variablen in Gleichung (2) die Ergebnisse der Schätzungen wesentlich besser werden. Dies zeigt sich im starken Ansteigen der erklärten Varianz (R^2) von 6% auf 77%. Demnach ist Schätzung ohne Berücksichtigung der verschieden hohen Niveaus der einzelnen Parteien-Konstellationen wenig sinnvoll.Siehe auch Abschnitt 2.2. Zwar zeigt (1) das

Tabelle 1 - Popularitätsfunktionen für die BRD

No.	Abhäng. Variable (POP)	Abs.-glied	D_1	D_2	D_3	PS(t)	ALQ(t)	R^2	$\bar{R}^2$	D.W.	F	Schätz-periode	Stichpr.-Umfang
1	REG	61,28 (27,4)				-1,14 (-2,3)	-0,67 (-1,7)	0,06	0,04	0,29	3,3	1/1950-2/1974	98
2	REG	50,53 (30,6)	6,25 (3,4)	36,55 (15,8)	4,78 (2,2)	-0,85 (-3,4)	-0,20 (-1,0)	0,78	0,76	1,66	63,8	1/1950-2/1974	98
3	REG	53,70 (26,4)				-0,55 (-2,4)	0,10 (0,4)	0,75	0,74	1,99	97,2	1/1950-4/1966	68
4	CDU	48,18 (58,0)				-0,56 (-3,5)	-1,35 (-10,4)	0,63	0,61	0,92	54,6	1/1950-4/1966	68
5	REG	60,01 (23,9)				-1,40 (-2,7)	-3,86 (-1,7)	0,51	0,40	2,50	6,8	1/1963-4/1966	16
6	CDU	54,91 (17,0)				-1,66 (-3,2)	-5,20 (-2,4)	0,50	0,38	2,16	6,4	1/1963-4/1966	16
7	REG	56,12 (27,6)				-0,12 (-0,1)	-2,31 (-2,6)	0,40	0,28	1,70	4,9	1/1970-2/1974	18
8	SPD	55,88 (18,4)				-1,36 (-0,5)	-5,23 (-4,1)	0,64	0,57	1,19	13,4	1/1970-2/1974	18

Erläuterungen

Die Werte in Klammern bei den Regressions-Koeffizienten geben den t-Wert an; R^2 und $\bar{R}^2$ sind das unbereinigte bzw. bereinigte Bestimmtheitsmaß. D.W. = Durbin-Watson-Statistik. Zur Bedeutung der F-Statistik siehe Fußnote 6.

Die Dummy-Variablen in Gleichung 2 haben die folgende Bedeutung: D_1=1 wenn CDU und FDP an der Regierung (sonst =0). D_2 = 1 wenn CDU und SPD an der Regierung. D_3=1 wenn SPD und FDP an der Regierung.

Zur Bedeutung der weiteren benutzten Regressoren siehe die Tabelle am Schluß dieses Aufsatzes.

richtige (negative) Vorzeichen für die Koeffizienten-Schätzungen sowie signifikanten[12] Einfluß beider Variablen, jedoch ist der Wert der Durbin-Watson-Statistik sehr niedrig. In der Gleichung (2) sind die Vorzeichen ebenfalls richtig, allerdings gehen die Werte der Koeffizienten-Schätzungen - absolut betrachtet - zurück und die Arbeitslosigkeit hat keinen signifikanten Einfluß.

Bei der Bewertung des Ergebnisses der Gleichung (2) ist zu beachten, daß wir für die geschätzten Koeffizienten Strukturkonstanz über Regierungswechsel hinweg unterstellt haben. Dadurch gewinnt dies Ergebnis an Gewicht. Um jedoch das Argument eines Strukturbruches auszuschalten, haben wir weiterhin drei verschiedene Zeiträume mit konstanter Regierungskoalition untersucht. Unsere Frage lautet nun, ob sich innerhalb dieser Intervalle die Popularität der Regierung von der dominanten Partei (CDU bzw. SPD) bezüglich des Einflusses von ökonomischen Variablen unterscheiden, d.h. ob die Wähler innerhalb dieses Regierungszeitraums die Regierung oder die dominante Partei mit der wirtschaftlichen Situation in Verbindung bringen.

Wir betrachten zuerst den Zeitraum 1950 - 1966, in dem die CDU die dominante Partei in der Regierung darstellt, wobei zu bemerken ist, daß in den 50'er Jahren eine Reihe ihr nahestehenden Koalitionsparteien von ihr "aufgesaugt" wurden. Die Gleichungen (3) und (4) in Tabelle 1 zeigen die Schätzergebnisse für diesen Zeitraum: Zwischen Ergebnissen für die Regierung und für die dominante Partei sind große Unterschiede sowohl in der Größenordnung als auch bei der Signifikanz der Schätzungen festzustellen; besonders auffallend ist der Koeffizient der Arbeitslosigkeit, der nur für die CDU negativ und hoch signifikant ist. Wegen der Trendeinflüsse sowohl in der CDU-Popularität als auch in der Arbeits-

losenquote[13] sind diese Ergebnisse jedoch nur unter Vorbehalt zu betrachten. Aus diesem Grunde wählten wir einen Teilzeitraum (I/1963 - IV/1966)[14], in dem dieses Trendproblem nicht existiert, und schätzten die beiden Popularitätsfunktionen noch einmal. Die Gleichungen (5) und (6) in Tabelle 1 zeigen die Ergebnisse. Der Einfluß der beiden wirtschaftlichen Variablen Preissteigerung und Arbeitslosigkeit ist nun bei der CDU-Popularität wesentlich größer als bei der Regierungspopularität. Dies Ergebnis wird vor allem dadurch bewirkt, daß die Einflüsse der ökonomischen Variablen auf die Popularität des kleineren Koalitionspartner teilweise mit "falschem" Vorzeichen (z.B. Preissteigerung) eingehen.Siehe Fußnote 15.

Für den Zeitabschnitt 1970 - 1974, in dem die SPD die dominante Partei in der Regierung stellte, zeigt sich, daß die ökonomischen Variablen einen wesentlich stärkeren Einfluß auf die Popularität der dominanten Partei als auf die Regierungspopularität haben. Siehe Gleichungen (7) und (8) in Tabelle 1. Dies trifft besonders für die Arbeitslosigkeit zu; der Schätzwert des betreffenden Koeffizienten steigt von 2,32 auf 5,24. Für die Preissteigerung ergibt sich allerdings im Gegensatz zu den früheren Zeiträumen kein signifikanter Einfluß mehr.

Auch hier läßt sich der Unterschied zwischen Ergebnissen für Regierungs- und Parteienpopularität teilweise durch "entgegengesetzte" Vorzeichen bei der FDP-Popularität erklären. Für diesen Zeitraum haben sowohl Arbeitslosigkeit als auch Preissteigerungen ein positives Vorzeichen bei dieser Partei, wobei der Einfluß der Arbeitslosigkeit hoch signifikant ist. Daraus kann man schließen, daß der Wähler eine Verschlechterung der wirtschaftlichen Lage zum größten Teil der dominanten Partei anlastet, daß

jedoch, um eine Änderung zum Besseren herbeizuführen, die kleinere Koalitionspartei und nicht die Oppositionspartei vom Wähler gestärkt wird. Interessant in diesem Zusammenhang ist, daß der (signifikante) Wert des geschätzten Koeffizienten für die Arbeitslosenquote in der Popularitätsfunktion der FDP noch größer ist (mit positivem Vorzeichen) als in der entsprechenden Funktion für die in der Opposition befindliche CDU.[15)]

Der Vollständigkeit halber möchten wir darauf hinweisen, daß wir neben den in Tabelle 1 genannten ökonomischen Variablen noch die folgenden Variablen als Einflußgrößen analysiert haben: Privater Verbrauch, verfügbares Einkommen, Bruttoverdienst. Schätzungen mit diesen Variablen ergaben zwar ein plausibles (positives) Vorzeichen, jedoch waren die Ergebnisse in keinem Fall signifikant.

4. Popularität und Erwartungen

4.1 Allgemeines

Der Begriff der Erwartung spielt in der Ökonomie eine große Rolle. Ihr Einfluß auf die Popularität wurde von Frey (1974) und Schneider (1974) diskutiert. Allerdings wurde bisher in keiner empirischen Untersuchung auf diesen Zusammenhang eingegangen. Dies mag daran liegen, daß es an Daten mangelt, die eine Überprüfung der Hypothese zugelassen hätten, daß Erwartungen die Popularität beeinflussen.

Streng genommen gilt diese Einschränkung jedoch nur für Daten, die sich auf die Gesamtbevölkerung beziehen, denn für die Untergruppe "Unternehmer" stehen sowohl in der BRD als auch in den USA Erwartungsdaten zur Verfügung. Für die BRD werden diese Erhebungen vom IFO-Instituts vorgenommenen, für die USA handelt es sich um die Livingston-Daten.[16)]

Welche Argumente lassen sich anführen, um Unternehmererwartungen an die Stelle der Erwartungen der Gesamtbevölkerung zu setzen? Die einfachste Begründung wäre, daß man gerade die Erwartungen dieser Gruppe untersuchen möchte oder für besonders interessant hält. Alternativ könnte man davon ausgehen, daß die Unternehmererwartungen hinreichend repräsentativ für die Erwartungen des Kollektivs sind. Dies braucht nicht unbedingt so zu sein: Die Erwartungen, die bezüglich wirtschaftlicher Variablen formuliert werden, können von den Unternehmern anders spezifiert sein als von der (weniger informierten) "breiten Masse". Allerdings scheint die Verbreitung von Haltungen bestimmter Gruppen über die Kommunikations-Systeme heute starke Abweichungen in den Erwartungen zu nivellieren, so daß wir es für sinnvoll halten, im folgenden die benutzten Erwartungsdaten als (einigermaßen) repräsentativ anzusehen.

Die zur Verfügung stehenden Daten erlauben es, die Erwartungen bezüglich der folgenden ökonomischen Variablen in die Untersuchung miteinzubeziehen (siehe auch die Liste am Ende des Aufsatzes):

a) für die BRD: Verkaufspreise der verarbeitenden Industrie

b) für die USA: Konsumentenpreise, Großhandelspreise, Löhne, Arbeitslosenquote, Bruttosozialprodukt

Um den Einfluß von Erwartungen (neben anderen Einflüssen wie vor allem den entsprechenden realisierten Werten für diese Variablen) auf die Popularität zu untersuchen, wählen wir alternativ die Ansätze von der Form (2) bzw. (3). Dabei wird für die USA als abhängige Variable die Popularität des jeweiligen Präsidenten verwendet; für die BRD sind es die Popularitätsdaten für die verschiedenen Parteien.

4.2 Schätzergebnisse

Wirtschaftliche Variable und Präsidentenpopularität

Wir stellen zuerst die Schätzergebnisse für die Vereinigten Staaten dar und wollen gleichzeitig auch darauf eingehen, in welcher Art die tatsächlichen Werte der ökonomischen Variablen auf die Präsidentenpopularität Einfluß nehmen, womit einerseits die Analyse von Mueller (1970) ergänzt werden soll und andererseits eine Vergleichsmöglichkeit für Schätzungen mit Erwartungsdaten zur Verfügung gestellt wird.

Wie bereits in Abschnitt 2.1 gesagt, ist Mueller (1970) unseres Wissens der einzige, der bisher Popularitätsfunktionen für die USA geschätzt hat, wobei allerdings institutionelle Einflüsse im Vordergrund standen und als einzige ökonomische Variable die Arbeitslosigkeit betrachtet wurde. Im Gegensatz zu Mueller, der alle Popularitätsdaten verwendet[17)], berücksichtigen wir nur halbjährliche Beobachtungen. Dies geschieht mit Rücksicht auf die weiter unten verwendeten Erwartungsdaten, die nur für diese Zeiträume vorliegen (siehe Abschnitt 4.2.2). Weiter unterscheidet sich unsere Untersuchung dadurch von Mueller, daß wir nicht nur den Einfluß von ökonomischen Variablen auf die Popularität selbst, sondern auch auf deren Veränderung untersuchen. Dies ist durch die Untersuchungen für amerikanische Wahlergebnisse motiviert. Siehe z.B. Stigler (1973, besonders S. 164 ff).

Aus umfangreichen Berechnungen haben wir die wichtigsten Schätzergebnisse in Tabelle 2 zusammengefaßt. Die ersten zwei Gleichungen beziehen sich auf das Popularitätsniveau, die vier folgenden auf die Popularitätsveränderung. Ein Vergleich von (1) und (2) ergibt, daß die (Konsumenten)-Preisveränderung allein eine fast ebensogute Erklärung bietet wie die Kombination dieser

Tabelle 2 - Popularitätsfunktionen für die USA

No.	Abh. Var.	D_1	D_2	D_3	D_4	ΔCPI	ΔWHP	ΔW	UEQ_{t-1}	ΔUEQ_{t-1}	ΔGNP_{t-2}	R^2	$\bar{R}^2$	D.W.	F	F_1
1	POP	72,28	75,20	70,46	85,69	-4,53						0,49	0,41	1,23		14,5
		(25,4)	(20,7)	(17,0)	(10,1)	(-3,9)										
2	POP	75,39	80,25	75,30	91,72	-4,83			-0,89			0,50	0,39	1,24		7,2
		(11,9)	(8,2)	(7,7)	(6,6)	(-3,7)			(-0,6)							
3	ΔPOP	-3,18					-1,23	0,99				0,39	0,33	1,67	10,4	
		(-1,3)					(-4,2)	(2,0)								
4	ΔPOP	0,77	1,26	-2,24	6,12		-1,24					0,39	0,29	1,68		15,9
		(0,3)	(0,4)	(-0,9)	(1,7)		(-4,0)									
5	ΔPOP	-2,36	-1,38	-7,70	0,97		-1,18	1,11		-0,52		0,45	0,32	1,75		6,7
		(-0,8)	(-0,4)	(-2,0)	(0,2)		(-3,8)	(1,9)		(-0,4)						
6	ΔPOP	1,70	1,82	-2,38	16,39	-3,65				-0,80	0,17	0,24	0,06	1,41		2,1
		(0,5)	(0,4)	(-0,4)	(1,5)	(-2,4)				(-0,5)	(1,6)					

Erläuterungen

Beobachtungszeitraum: 1/1954 - 2/1971 (Halbjahreswerte) = 36 Beobachtungen

D_1 bis D_4 sind Dummy-Variable für die Präsidenten Eisenhower, Kennedy, Johnson und Nixon. (In Gleichung 3 symbolisiert D_1 das Absolutglied!)

Δ gibt an, daß zweite Differenzen (Veränderungen gegenüber dem Vorjahr) benutzt werden. Zur Bedeutung von F_1 siehe Fußnote 6 . Im übrigen siehe Erläuterungen zu Tabelle 1 !

Variablen mit der um ein halbes Jahr verzögerten Arbeitslosenquote. Für die weiteren in der Tabelle aufgeführten Variablen ergaben sich keine sinnvollen Ergebnisse. Das im Gegensatz zu deutschen Daten (siehe Abschnitt 3.2) recht schlechte Abschneiden der Arbeitslosenquote wurde bereits von Mueller (1970) ausführlich diskutiert und deckt sich außerdem mit den Ergebnissen aus Untersuchungen über Wahlergebnissen (siehe Abschnitt 2.1)

Die Ergebnisse für die Popularitätsveränderung als abhängige Variable zeigen ein anderes Bild: Hier scheint der Einfluß der verschiedenen Präsidenten eine geringere Rolle zu spielen; denn die t-Werte bei den Präsidenten-Dummies sind überwiegend klein und die Größenordnung der Koeffizienten bei den ökonomischen Variablen verschiebt sich wenig, wenn man statt des Absolutsglieds die Präsidenten-Dummies benutzt. (Für das Popularitätsniveau ergaben sich keine sinnvolle Ergebnisse bei Vernachlässigung der Präsidenten-Dummies.) Die beste Erklärung ergibt sich jetzt bei Benutzung von Großhandelspreis-Veränderungen (Gleichung (4)), zu denen Arbeitslosigkeits-Veränderung und Lohnveränderung als weitere Erklärungskomponenten hinzutreten (Gleichung (5)). Gleichung (3), die sich von Gleichung (5) vor allem durch Vernachlässigung der Niveaueffekte unterscheidet, zeigt deutlich die bereits angedeutete starke Ähnlichkeit zwischen beiden Ansätzen. Gleichung (6) gibt eine Regression an, in der das (um ein Jahr verzögerte) Bruttosozialprodukt, einen Einfluß auf die Popularitätsveränderung hat, wenn auch weniger deutlich als in den Untersuchungen für Wahlergebnisse. Die weitere erklärende Größe in dieser Gleichung bildet die Konsumentenpreisveränderung.

Die Tabelle 2 zeigt deutlich den dominierenden Einfluß der Preissteigerungen auf die Popularität und ihre Veränderung. Zusätzlich zu den bisher stets untersuchten Variablen berücksichtigen wir die Großhandelspreise, deren Einfluß ebenfalls stets signifikant ist, wenn er auch in der absoluten Größenordnung der Wirkung unterhalb des Einflusses der Konsumentenpreise liegt.

Erwartungen und Präsidentenpopularität

Man kann grundsätzlich davon ausgehen, daß tatsächliche Werte der ökonomischen Variablen einen Einfluß auf die Popularität haben, wenn sie zeitgleich oder zeitlich verzögert sind. Dagegen scheint es für Erwartungen plausibel zu sein, den Zeitpunkt der Erwartungs-Äußerung mit dem Zeitpunkt der Popularitäts-Messung gleichzusetzen, wenn man den Einfluß der Erwartung auf die Popularität untersuchen möchte. Wir beschränken uns deshalb auf zeitgleiche Beobachtungen.

Die für die USA benutzten Livingston-Daten zeichnen sich dadurch aus, daß jeweils Realisierungen und Erwartungen (bezüglich der Entwicklung in den nächsten 6 Monaten)[18] für die einzelnen ökonomischen Variablen zur Verfügung stehen. Wir haben deshalb entsprechend Tabelle 2 die Schätzungen mit Erwartungsdaten durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengefaßt.

Vergleicht man die Tabelle 3 mit Tabelle 2, so ergibt sich für den Einfluß auf die Popularitätsveränderung, daß bei den Erwartungen die Lohnveränderung ein wesentlicher Faktor ist. Die anderen Variablen haben alle das korrekte Vorzeichen, sind jedoch mit Ausnahme der Großhandelspreisveränderung in Gleichung (3) nicht signifikant. Statistisch gesehen sind die Ergebnisse für die tatsächlichen Werte stärker ausgeprägt als die für die Erwar-

Tabelle 3 - Einfluß von Erwartungen auf die Popularität des Präsidenten (USA)

No.	Abh. Var.	D_1	D_2	D_3	D_4	ΔCPI^e	ΔWHP^e	ΔW^e	ΔUEQ^e_{t-1}	ΔGNP^e_{t-2}	R^2	$\bar{R}^2$	D.W.	F_1
1	ΔPOP	-5,86 (-1,4)	-3,04 (-0,6)	-13,28 (-1,9)	-10,30 (-1,0)			1,32 (2,4)		0,04 (0,4)	0,22	0,07	1,35	2,9
2	ΔPOP	-4,01 (-1,0)	-0,70 (-0,2)	-9,95 (-1,8)	-3,94 (-0,4)	-0,36 (-0,3)		1,24 (2,4)	-0,74 (-0,4)		0,23	0,04	1,35	1,9
3	ΔPOP	-1,90 (-0,6)	-2,37 (-0,6)	-8,77 (-2,2)	0,55 (0,1)		-2,16 (-1,7)	1,54 (2,9)	-0,60 (-0,3)		0,30	0,13	1,36	3,1

(Erläuterungen wie in Tabelle 2)

tungen,[19] wie sich durch Vergleich der entsprechenden Gleichungen in den beiden Tabellen ergibt.

Erwartungen und Parteienpopularität

Für die BRD standen uns lediglich Erwartungsdaten über industrielle Erzeugerpreise zur Verfügung, die jedoch in etwa mit der Zeitreihe der Erwartungen bezüglich der Großhandelspreise für die USA vergleichbar ist. Die Ergebnisse für die BRD sind in Tabelle 4 dargestellt. Der Einfluß der Preiserwartungen ist bei beiden dominanten Parteien (in den jeweiligen Regierungszeiträumen) signifikant. Erstaunlicherweise ist jedoch nur für die SPD im Zeitraum 1970-1974 das Vorzeichen wie erwartet negativ. Wie sich aus den Gleichungen (3) und (4) ergibt, bleibt dieses Ergebnis auch bei Hinzunahme weiterer ökonomischer Variablen bestehen.

4.3 Ein Vergleich der Ergebnisse für BRD und USA

Will man die Ergebnisse für die beiden Länder miteinander vergleichen, dann stellt sich die Frage, inwieweit die Einflüsse der ökonomischen Variablen auf die Popularität des Präsidenten (in den USA) mit dem Einfluß auf die Popularität der dominanten Partei (in der BRD) überhaupt verglichen werden darf. Wir meinen, daß der Präsident der USA die entscheidenden wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu verantworten hat, ebenso wie dies für die jeweilige Regierungskoalition in der BRD gilt. Unsere Analyse der Regierungs- und Parteienpopularität in der BRD (Abschnitt 3) hat nun gezeigt, daß die ökonomischen Variablen einen stärkeren Einfluß auf die dominante Regierungspartei als auf die Regierungskoalition insgesamt haben. Deshalb haben wir in Abschnitt 4 die Parteienpopularität für die BRD benutzt, um eine möglichst gute Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen für die USA herzustellen.

Tabelle 4 - Einfluß von Erwartungen auf die Parteienpopularität (BRD)

No.	Abhängige Variable (POP)	Abs.-glied	ALQ	IPS^e	R^2	$\bar{R}^2$	D.W.	F	Schätz-periode	Stichpr.-Umfang
1	SPD	50,52 (21,0)		-3,86 (-2,4)	0,26	0,17	1,04	5,7	1/1970-2/1974	18
2	CDU	42,99 (81,2)		1,56 (3,0)	0,41	0,33	1,82	9,9	1/1963-4/1966	16
3	SPD	54,09 (22,7)	-4,62 (-2,8)	-2,56 (-1,8)	0,52	0,42	1,49	8,0	1/1970-2/1974	18
4	CDU	45,31 (15,5)	-2,00 (-0,8)	1,38 (2,4)	0,44	0,32	1,83	5,2	1/1963-4/1966	16

(Erläuterungen wie in Tabelle 1)

Folgendes fällt beim Vergleich der Ergebnisse für die beiden Länder auf: Sowohl in den USA als auch in der BRD haben bestimmte ökonomische Variable einen Einfluß auf die Popularität; bei der Ergebnissen für die USA zeigt sich jedoch ein weit schwächerer Einfluß dieser Variablen, der sich ein einem weit geringeren Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz[20] und kleineren t-Werten äußert. Man vergleiche dazu die Tabellen 1 bis 4. Andererseits ergeben sich für die Popularitätsveränderungen in den USA signifikante Einflüsse ökonomischer Variablen, während für die BRD entsprechende Ergebnisse nicht feststellbar sind. Bei der Untersuchung des Einflusses von Erwartungen ergeben sich keine grundsätzlich neuen Ergebnisse, wenn auch statistisch gesehen die letzteren Resultate weniger prägnant sind. Dies könnte durch die von uns verwendeten Erwartungsdaten verursacht sein, die nur die Einstellung einer bestimmten Teilgruppe (siehe Abschnitt 4.1) messen. Alternativ lassen diese Ergebnisse auch den Schluß zu, daß weniger Erwartungen als vielmehr Informationen aus der Vergangenheit über die ökonomischen Variablen bei der Präferenz für eine bestimmte Partei die Hauptrolle spielten.

5. Abschließende Bemerkungen

Die vorliegende Untersuchung stellt eine Ergänzung zu anderen Untersuchungen dar. Es wurde die Frage behandelt, ob die ökonomischen Variablen die Popularität der Regierung oder die der dominanten Partei (in der Regierung) beeinflussen. Unsere Untersuchung für die BRD ergibt, daß der Einfluß stärker auf die Popularität der dominanten Partei (CDU von 1963 bis 1966, SPD von 1970 bis 1974) einwirkt.

Weiterhin wurder der Einfluß von Erwartungen über wirtschaftliche Variable auf die Popularität untersucht, wobei sich sowohl für

die USA als auch die BRD ein Einfluß nachweisen ließ. Dieser ist jedoch schwächer als derjenige, den die tatsächlichen Werte der betreffenden ökonomischen Veriablen haben.

Für die USA ergeben sich im allgemeinen schwächere Einflüsse als für die BRD. Dabei ist das Ergebnis von Mueller (1970) zu beachten, daß die Popularität des Präsidenten sehr stark auch durch andere als ökonomische Faktoren (z.B. Internationale Krisen) beeinflußt wird, die in dieser Untersuchung nicht berücksichtigt wurden.

Wir möchten mit einigen Hinweisen für weiter Untersuchungen schließen: Der in diesem Aufsatz wie auch in anderen Untersuchungen gefundene Einfluß wirtschaftlicher Variabler (insbesondere Inflationsrate und Grad der Arbeitslosigkeit) auf die Popularität der Regierungspartei oder des Präsidenten wurde nur auf einem sehr hoch aggregierten Niveau festgestellt. Es fehlt bisher an Untersuchungen auf regionaler Basis, in denen die Frage nach dem Einfluß der wirtschaftlichen Variablen auf Regionalwahlergebnisse betrachtet wird.

Mit der Analyse des Einflusses von Erwartungen auf die Popularität von Parteien und Regierung in diesem Aufsatz ist erst ein Anfang gemacht worden. Es muß in weiteren Untersuchungen genauer verfolgt werden, welchen Einfluß beispielsweise die im allgemeinen unterschiedlichen Erwartungen bezüglich der eigenen und bezüglich der allgemeinen wirtschaftlichen Situation auf die Popularität haben.

Fußnoten

1) Die ältest Studie zu diesem Problem stammt von A. Rees, H. Kaufmann, S.J. Eldersveld und F. Freidel (1962). Sie stellen folgende Hypothese auf: Steigt die Arbeitslosigkeit (bzw. sinkt das verfügbare Einkommen) in einem Bundesstaat in einem Wahljahr, so sinkt die Popularität des republikanischen Kandidaten. Für die Arbeitslosigkeit konnte die Hypothese bestätigt werden, für das verfügbare Einkommen nicht.

2) Die korrigierten Ergebnisse liegen in Form privater Kommunikation (mit Professor B.S. Frey) vor. Auch die Einführung eines Zweisektoren-Modelles, um strukturelle gegenläufige ökonomischen Einflüsse auf Kongreßwahlen zu analysieren, brachte kein wesentlich anderes Ergebnis als bei Kramers erster Analyse. Siehe hierzu Kramer and Lepper (1972).

3) Interessanterweise geht Stigler in seinem Artikel kaum darauf ein, daß die Inflation fast immer als signifikanter Wert in den Regressionsgleichungen erscheint; er betrachtet dieses Ergebnis lediglich als Indiz für den Einfluß der Umverteilung auf die Popularität der Parteien.

4) Die von Lepper benutzte abhängige Variable ist die um den "Coat tail effect" bereinigte Popularität; siehe Lepper (1974), S. 80. Dieser Effekt tritt ein, wenn die Partei auch den Präsidenten stellt.

5) Die genannten Teststatistiken werden beispielsweise bei Johnston (1972, Kap. 5.4) erläutert.

6) Im Zusammenhang mit (1) wird allgemein die Hypothese überprüft, ob andere Regressoren als das Absolutglied zur Erklärung der abhängigen Variablen beitragen. Dies geschieht mit HIlfe der Prüfstatistik.

$$(*) \qquad F = \left[\frac{R^2}{1-R^2}\right] \cdot \frac{T-K}{K-1} \quad ,$$

wobei K die Anzahl der Regressoren im (multiplen) Regressionsansatz ist. (Siehe z.B. Johnston, 1972, S. 143). Dagegen lautet die Prüfstatistik F_1 für die Hypothese, ob im Ansatz (2) andere Regressoren als die Dummies eine (zusätzliche) Erklärung liefern,

$$(**) \qquad F_1 = \left[\frac{R^2}{1-R^2} - \frac{\frac{1}{T}\sum T_i \bar{y}^{-2} - \bar{y}^{-2}}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2}\right] \cdot \frac{T-K}{K-s}$$

Dabei ist s die Anzahl der Dummy-Variablen, $\bar{y}_i$ das arithmetische Mittel der abhängigen Variablen in der i-ten Klasse und $\bar{y}$ das totale arithmetische Mittel dieser Variablen. $\hat{u}_t$ sind die Kleinstquadrate-Residuen aus dem Ansatz (2). Die Ableitung von (**) erfolgt beispielsweise mit Hilfe Schönfeld (1969, (4.4.25)). Daraus ergeben sich auch die Verteilungseigenschaften von F_1.

7) Siehe vor allem Theil (1971, Kap. 12.5)

8) Aus Gründen der größeren Einfachheit wird im allgemeinen allerdings das Logit-Modell vorgezogen; in der Anwendung scheint in vielen Fällen wenig Unterschied zwischen beiden Ansätzen zu bestehen (z.B. Finney, 1964).

9) Besonders interessant ist, daß beim Auslassen von Variablen die Standardabweichungen der Schätzungen überschätzt werden, wenn man das Logit-Modell benutzt (siehe Amemiya und Nold, 1975).

10) Allerdings beschränken wir uns bei unserer eigenen Untersuchung auf die BRD, da wir meinen, daß die Popularität des Präsidenten allzusehr durch persönliche Merkmale beeinflußt wird und deshalb eine "Regierungspopularität" hier nicht als sinnvolle Hypothese formuliert werden kann.

11) Alle Schätzergebnisse in diesem Aufsatz wurden mittels der (einstufigen, d.h. nicht-iterativen) Kleinstquadrate-Methode (OLS) gewonnen. Eine Liste der benutzten Variablen befindet sich am Schluß des Aufsatzes.

12) Wir verwenden grundsätzlich fünfprozentige Signifikanzniveaus.

13) Siehe Kirchgäßner (1974)

14) Die Jahre 1961 und 1962, in denen die betrachtete Koalition (CDU/FDP) ebenfalls schon bestand, wurden aufgrund der starken außenpolitischen Einflüsse (z.B. der Bau der Mauer in Berlin) ausgelassen.

15) Die Schätzungen für die FDP und die CDU lauten wie folgt:

POP(t)	ABS	PS	ALQ	R^2	F	DW
FDP:	1.05	0.66	0.02	0.66	14.4	1.12
	(0.6)	(0.5)	(4.4)			
CDU:	41.50	0.36	0.02	0.45	6.07	1.40
	(21.3)	(0.3)	(2.9)			

16) Wir danken Herrn Joseph A. Livingston, Philadelphia, und dem IFO-Institut, München, für die Überlassung der Daten. Einzelheiten über die Livingston-Daten finden sich beispielsweise bei Turnovsky (1970). Für die IFO-Daten besteht die Schwierigkeit, daß die Rohdaten in trichotomer Form ("-,0,+") vorliegen. In Anlehnung an die bei Knöbl (1974) verwendete Methode haben wir aus diesen Daten eine eindimensionale Zeitreihe berechnet. Wegen Details verweisen wir auf die genannte Quelle.

17) Insgesamt 292, siehe Mueller (1970) S. 25 FN.

18) Die Livingston-Daten enthalten auch Erwartungen für die nächsten 12 Monate. Siehe Turnovsky (1970). Wegen einer Vergleichbarkeit mit deutschen Ergebnissen (Abschnitt 4.2.3) beschränken wir uns auf die "kurzfristigen" Erwartungen.

19) Dies gilt insbesondere für den Einfluß von Erwartungen auf das Popularitätsniveau; die Resultate sind deshalb in Tabelle 3 nicht aufgeführt.

20) Für die USA sind es durchschnittlich 25% (bei Benutzung der Präsidenten-Dummies!) und für die BRD durchschnittlich 45%.

Übersicht über die benutzten Variablen

Symbol	Bezeichnung	Quelle und Bemerkungen
a) BRD	(Vierteljahresdaten)	
ALQ	Arbeitslosenquote	Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit
PS	Preisindex der Lebenskosten (jährliche Wachstumsrate)	Statistisches Bundesamt, Fachserie 11, Reihe 6
IPS^e	Preiserwartungen (bezüglich der Veränderung in den nächsten 3 Monaten)	IFO-Institut, München. Die trichotomen Rohdaten werden in Anlehnung an Knöbl (1974) in eine eindimensionale Zeitreihe umgerechnet (s=0,03)
POP{CDU, FDP, SPD}	Popularität der{CDU, FDP, SPD}	Jahrbuch der öffentlichen Meinung, versch. Ausgaben, Institut für Demoskopie, Allensbach. Die Regierungspopularität ist gleich der Summe der Parteienpopularitäten, soweit die betreffenden Parteien in der Regierungskoalition sind und mindestens einen Minister stellen.
b) USA	(Halbjahresdaten)	
CPI	Konsumentenpreisindex	Federal Reserve Bulletin
WHP	Großhandelpreisindex	Federal Reserve Bulletin
UEQ	Arbeitslosenquote	(siehe unten)
W	Lohnindex (wöchentliches Einkommen in $)	(siehe unten)
GNP	Bruttosozialprodukt	(siehe unten)

Die Daten für UEQ, W sowie die Daten für die Erwartungen bezüglich aller genannten Variablen (CPI^e, WHP^e, UEQ^e, W^e, GNP^e) sind von Herrn J.A. Livingston zur Verfügung gestellt worden. Sie werden halbjährlich in amerikanischen Tageszeitungen (zuletzt: "Philadelphia Inquirer") veröffentlicht.

POP	Popularität der Präsidenten (I/53 - I/1960 Eisenhower II/60 - I /63 Kennedy II/63 - II/68 Johnson I /69 - II/71 Nixon)	The Gallup Poll, Random House, New York 1972, 3 Bände. Es wurden jeweils die Angaben verwendet, die am nächsten zu den Zeitpunkten 1. Januar und 1. Juli lagen.

Literaturverzeichnis

T. Amemiya und F. Nold (1975) "A Modified Logit Model", Review of Economics and Statistics, Vol.LVII No 2, S. 255-257.

D.J. Finney (1964) "Statistical Methods in Biological Assay", 2. Auflage, Griffin, London.

B.S. Frey (1974) "The Politico-Economic System. A Simulation Model", Kyklos 27, S. 227-254

B.S. Frey und H. Garbers (1971) "Politico-Econometrics - On Estimation in Political Economy", Political Studies 19, S. 316-320.

(dieselben) (1972) "Der Einfluß wirtschaftlicher Variablen auf die Popularität der Regierung", Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 86, S.281-295.

B.S. Frey und F. Schneider (1975) "An Econometric Model with an Endogenous Government Sector", Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften, Universität Konstanz, No 59.

C.A.E. Goodhart und R.J. Bhansali (1970) "Political Economy", Political Studies 18, S. 43-106.

J. Johnston (1972) "Econometric Methods", 2. Auflage, McGraw Hill, Tokio.

G. Kirchgäßner (1974) "Ökonomische Untersuchungen des Einflusses der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien", Schweiz. Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 110. Jahrgang, S. 409-445.

A. Knöbl (1974) "Price Expectations and Actual Price Behaviour in Germany", IMF Staff Papers, Vol XXI No 1, S.83-100.

G.H. Kramer (1971) "Short Term Fluctuations in U.S. Voting Behaviour 1896-1964", American Political Science Review 65, S. 131-143.

G.H. Kramer und S. Lepper (1972) "Congressional Elections", in: W.O. Aydelotte, A.G. Bogue und R.W. Fogel (Hrsg), "The Dimensions of Quantitive Research in History", Princeton, S.

S. Lepper (1974) Voting Behaviour and Aggregate Policy Targets", Public Choice 18, S. 67-81.

J.E. Mueller (1970) "Presidential Popularity from Truman to Johnson", American Political Science Review 64, S. 18-34.

M. Okun (1973) "Comments on Stigler's Paper", American Economic Review 63, S. 172-180.

A. Rees, H. Kaufmann, S.J. Eldersveld und F. Freidel (1962) "The Effect of Economic Conditions on Congressional Elections 1946-1958", Review of Economics and Statistics 44, S. 458-465.

F. Schneider (1974) "Politisch-ökonomische Konjunkturzyklen. Ein Simulationsmodell", Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 110. Jg., Heft 3, S. 519-549.

P. Schönfeld (1969) "Methoden der Ökonometrie. Band I", Verlag Franz Vahlen, Berlin.

(derselbe) (1971) "Methoden der Ökonometrie. Band II", Verlag Franz Vahlen, München.

G.J. Stigler (1973) "General Economic Conditions and National Elections", American Economic Review 63, S. 160-167.

H. Theil (1971) "Principles of Econometrics", North Holland Publishing Company, Amsterdam.

S.J. Turnovsky (1970) "Empirical Evidence on the Formation of Price Expectations", JASA 65, S. 1441-1454.