

Überprüfung der Hypothese rationaler Erwartungen anhand von Popularitätsdaten

Eine Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, 1971 - 1982*

Von Gebhard Kirchgässner

Es wird untersucht, ob das Verhalten der Wähler in der Bundesrepublik Deutschland vereinbar ist mit der Theorie rationaler Erwartungen. Hierzu werden univariate Modelle der CDU/CSU- und der SPD-Popularitätsreihen von 1971 bis 1982 geschätzt. Kausalitätstests werden auf die Beziehungen zwischen der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage und der Popularität der beiden großen Parteien angewendet. Schließlich wird untersucht, ob erwartete Veränderungen in der Einschätzung der Wirtschaftslage einen signifikanten Einfluß auf die Parteienpopularität haben.

1. Einleitung

Seit zu Beginn der siebziger Jahre die Theorie rationaler Erwartungen zu einem Hauptschwerpunkt der makroökonomischen Diskussion wurde, wird versucht zu überprüfen, ob die einzelnen Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen tatsächlich ‚rational‘ im Sinne dieser Theorie bilden. Ein Problem besteht dabei darin, daß quantitative Daten über die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte oft nicht in genügender Menge oder Qualität vorhanden sind, um solche Überprüfungen ohne Schwierigkeiten durchführen zu können. Sehr viel häufiger stehen qualitative Daten zur Verfügung. Wegen der zur Quantifizierung notwendigen Transformationen treten jedoch bei der Überprüfung auf Rationalität zusätzliche Schwierigkeiten auf. Alternativ dazu wurde versucht, die Hypothese rationaler Erwartungsbildung indirekt zu überprüfen. Aus dieser Theorie können bestimmte Schlußfolgerungen über die Entwicklung makroökonomischer Größen abgeleitet werden, die dann mit Hilfe ökonometrischer Testverfahren überprüft werden können. Dabei tritt jedoch das Problem auf, daß nur ‚verbundene Hypothesen‘ überprüft werden können.

* Vortrag vor dem ökonometrischen Ausschuß des Vereins für Socialpolitik, Rauischholzhausen, 21.03.1985. Für Anregungen und Hinweise danke ich Herrn Prof. Dr. Jürgen Wolters (Freie Universität Berlin) und Herrn Dr. Knut Kübler (Eidgenössische Technische Hochschule Zürich). Revidierte Fassung, Januar 1986.

Schließlich kann man auf individueller wie auch auf aggregierter Ebene nach den Plänen der einzelnen Wirtschaftssubjekte fragen und untersuchen, wie diese Pläne im Laufe der Zeit revidiert werden. Folgt man der Theorie rationaler Erwartungen, so sollten solche Pläne nur dann revidiert werden (müssen), wenn neue Information auftritt. Solche Pläne gibt es aber nicht nur in den einzelnen Betrieben für die zukünftige Produktions- und Preisgestaltung sowie in den privaten Haushalten für den zukünftigen Konsum, sondern auch bei den Wählern: Wer heute bei einer Meinungsumfrage z. B. angibt, er würde, falls am kommenden Sonntag Bundestagswahl wäre, die CDU oder die SPD wählen, offenbart damit seinen ‚Wahlplan‘; und wenn er im nächsten Monat wieder gefragt wird, so hat er entweder immer noch den gleichen Plan oder er hat seinen Plan inzwischen revidiert. Auch bei diesen politischen Plänen kann man daher untersuchen, ob die Art und Weise, wie sie aufgestellt und revidiert werden, der Theorie rationaler Erwartungen entspricht.

Dies soll im Rahmen dieser Arbeit geschehen, wobei wir Allensbach- und Infratest-Daten für die Zeit der Sozialliberalen Koalition von 1971 bis 1982 verwenden. Solche Daten wurden in der Vergangenheit häufig dazu verwendet, um ‚Popularitätsfunktionen‘ zu schätzen, d. h. Beziehungen, die den Einfluß der wirtschaftlichen Entwicklung auf die Popularität der Parteien angeben sollten.¹ Vor dem Hintergrund der Theorie rationaler Erwartungen ist nun auch zu fragen, ob diese geschätzten Beziehungen mit diesem theoretischen Konzept vereinbar sind. Schließlich hat schon *Stigler* (1973) bezweifelt, daß diese Popularitäts- bzw. die entsprechenden Wahlfunktionen mit rationalem Verhalten der Wähler vereinbar sind.²

Wir gehen folgendermaßen vor: Zunächst wird das traditionelle Konzept der Popularitätsfunktionen vorgestellt, und einige Schätzungen werden präsentiert (Abschnitt 2). Dies dient als Vergleichsbasis für die im folgenden anzustellenden Untersuchungen zur Frage der Rationalität. In Abschnitt 3 werden dann anhand von univariaten Modellen erste Tests auf Rationalität durchgeführt. Anschließend werden bivariate Granger-Kausalitätstests für den Zusammenhang zwischen der Popularität der einzelnen Parteien und der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage angestellt. Auch hieraus lassen sich Aussagen über die Rationalität oder Nicht-Rationalität des Wählerverhaltens im Sinne von *Muth* (1961) ableiten (Abschnitt 4). Schließlich wird im Rahmen eines ursprünglich von *Barro* (1977) vorgeschlagenen Verfahrens untersucht, ob die in Abschnitt 2 geschätzten Popu-

¹ Übersichten finden sich z. B. bei *Paldam* (1981) oder *Schneider/Frey* (1985).

² Umgekehrt wird von politologischer Seite bezweifelt, ob die Wähler sich überhaupt rational verhalten. Dabei kann man sich z. B. auf *Schumpeter* (1950), 407 ff. berufen. Mit solchen Argumenten wird dann der ganze Ansatz der ökonomischen Theorie des Wählerverhaltens in Zweifel gezogen. Siehe hierzu z. B. *Narr/Naschold* (1971), 177, 286.

laritätsfunktionen mit rationalem Wählerverhalten im Sinne von J. Muth vereinbar sind (Abschnitt 5). Den Abschluß bilden einige Bemerkungen zum Stellenwert unserer Ergebnisse für die weitere Forschung im Rahmen der ökonomischen Theorie des Wählerverhaltens sowie für die Theorie der Wirtschaftspolitik (Abschnitt 6).

2. Der traditionelle Ansatz der Popularitäts- und Wahlfunktionen

Die meisten der geschätzten Popularitäts- und Wahlfunktionen wurden ohne theoretische Grundlage geschätzt; sie basieren lediglich auf Plausibilitätsargumenten. Wie im folgenden gezeigt wird, kann man jedoch eine theoretische Grundlage für sie finden.³ Dabei gehen wir entsprechend der Theorie von *Downs* (1957) und ihrer Weiterentwicklung durch *Davies/Hinich/Ordeshook* (1970) davon aus, daß der einzelne Wähler seine Entscheidung so trifft, daß er dadurch seinen erwarteten zukünftigen Nutzen maximiert. Jeder Wähler hat eine optimale Position im n -dimensionalen politisch-ökonomischen Raum R^n ; auch jede Partei hat eine solche Position. Der einzelne Wähler vergleicht die Positionen der einzelnen Parteien mit der von ihm bevorzugten Position und er berechnet die Nutzenverluste, die ihm dadurch entstehen, daß die Position einer bestimmten Partei verwirklicht wird und nicht die für ihn optimale Position. Gibt es signifikante Unterschiede zwischen den erwarteten Nutzenverlusten, so entscheidet er sich, zur Wahl zu gehen, und er stimmt für die Partei, deren Politik seinen erwarteten Nutzenverlust minimiert.⁴

Für den Wähler gibt es zwei verschiedene Informationsquellen über die Positionen der einzelnen Parteien:

- (i) Seine Einschätzung der Regierungsleistung in der laufenden Legislaturperiode, um die Position(en) der Regierungspartei(en) abzuschätzen.
- (ii) Konzepte, Programme und Versprechungen (und möglicherweise auch die Einschätzung der Regierungsleistung in früheren Legislaturperioden) aller Parteien, sowohl der Partei(en) in der Regierung als auch von Oppositionsparteien.

Falls die Regierung für die Entwicklung der aktuellen wirtschaftlichen Lage verantwortlich gemacht wird, die Opposition aber nicht, hängt die Einschätzung der Regierungsposition von der aktuellen wirtschaftlichen Entwicklung ab, während die Einschätzung der Oppositionsposition unabhängig davon ist.

³ Die hier vorgestellte theoretische Basis entspricht im wesentlichen den Überlegungen, die in den Arbeiten von *Fair* (1978), *Nordhaus* (1975) oder *Hibbs/Vasilatos* (1981) vorgetragen werden.

⁴ Wir vernachlässigen die Probleme strategischen Verhaltens, die sich aus der Existenz von Koalitionsregierungen ergeben können.

Die Legislaturperiode geht von $t = 0$ bis $t = t_1$. Der Zustand des politisch-ökonomischen Systems im Zeitpunkt t sei beschrieben durch den n -dimensionalen Vektor

$$(2.1) \quad x(t), \quad x \in \mathbb{R}^n, \quad \forall t \in [0, t_1].$$

Der einzelne Wähler hat eine Bewertungsfunktion

$$(2.2) \quad F(x(t), t): \quad \mathbb{R}^{n+1} \rightarrow \mathbb{R},$$

mit der er den Nutzen abschätzen kann, der ihm dadurch entsteht, daß die Position $x(t)$ im Zeitpunkt t realisiert wird. Wenn er am Wahlsonntag (t_1) auf die abgelaufene Legislaturperiode zurückblickt, so ergibt sich der Nutzen in dieser Periode als

$$(2.3) \quad J(t_1) = \int_0^{t_1} F(x(t), t) \exp(\mu(t - t_1)) dt, \quad \mu \geq 0,$$

wobei μ die (rückwärts-gerichtete) politische Diskontrate ist.⁵ Wird die Position der Opposition konstant gehalten, so stimmt der Wähler für die Regierung (bzw. für eine der Regierungsparteien), falls der Nutzen (2.3), den er erhalten hat, größer als ein bestimmter Mindestnutzen (ein bestimmtes Anspruchsniveau) \bar{J} ist, d. h. falls

$$(2.4a) \quad J(t_1) \geq \bar{J},$$

und er stimmt für die Opposition (bzw. eine der Oppositionsparteien), falls ein bestimmtes Mindestniveau, \bar{J} , unterschritten wird, d. h. falls

$$(2.4b) \quad J(t_1) < \bar{J}. \quad ^6$$

Damit gibt es einen Punkt, an welchem der Wähler vom Stimmen für die Regierung zur Enthaltung wechselt, und einen zweiten Punkt, an welchem er zum Stimmen für die Opposition wechselt.

Wenn man unterstellt, daß alle Wähler die gleiche Bewertungsfunktion (2.2) und die gleiche politische Diskontrate μ verwenden, und bei Verwendung einer für die Aggregation hinreichenden Menge von Annahmen,⁷ ergibt sich die kollektive Wahlfunktion als:

⁵ Zur politischen Diskontierung siehe Nordhaus (1975), 182.

⁶ Damit gilt $\bar{J} \geq \bar{J}$. Der Wähler enthält sich der Stimme, falls $\bar{J} > J(t_1) \geq \bar{J}$.

⁷ Siehe z. B. Fair (1978), 161, oder Boroah/Ploeg (1981).

$$(2.5) \quad RP(t_1) = RP(0) \exp(-\mu t_1) + \int_0^{t_1} g(F(x(t), t)) \exp(\mu(t-t_1)) dt,$$

wobei $RP(t_1)$ der Stimmenanteil der Regierung bei der augenblicklichen Wahl ist, $RP(0)$ ihr Stimmenanteil bei der vorangegangenen Wahl, und $g(\cdot)$ eine positiv monotone Funktion. Beziehung (2.5) besagt, daß der Stimmenanteil der Regierung im Wahlzeitpunkt t_1 abhängt von ihrem Stimmenanteil bei der letzten Wahl und von der Entwicklung der politischen und wirtschaftlichen Lage in der abgelaufenen Legislaturperiode.

Da die Werte des Vektors $x(t)$ nicht kontinuierlich gemessen werden (können), müssen wir von (2.5) zur diskreten Formulierung übergehen. Damit ergibt sich:

$$(2.6) \quad RP_{t_1} = RP_0 \lambda^{t_1} + (1 - \lambda) \sum_{t=1}^{t_1} g(F(x_t, t)) \lambda^{(t_1-t)}$$

$$\lambda := \exp(-\mu).$$

Für Zeitabschnitte zwischen den Wahlen, d. h. für $t = 1, \dots, t_1 - 1$, erhalten wir die durch Meinungsumfragen ermittelte Wahlabsicht als

$$(2.7) \quad RP_t = RP_0 \lambda^t + (1 - \lambda) \sum_{\tau=1}^t g(F(x_\tau, \tau)) \lambda^{(t-\tau)}. \quad 8$$

Mit Hilfe der Koyck-Transformation kann dies vereinfacht werden zu

$$(2.8) \quad RP_t = \lambda RP_{t-1} + (1 - \lambda) g(F(x_t, t)).$$

Dies ist die Form, die meistens zur Schätzung von Popularitätsfunktionen für die Regierung verwendet wird. Als eine Approximation erster Ordnung kann man $g(\cdot)$ und $F(\cdot)$ linearisieren, womit man zum linearen Regressionsmodell

$$(2.9) \quad RP_t = \beta_0 + \lambda RP_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{i,t} + u_t,$$

kommt. Dabei ist $x_{i,t}$ die i -te Komponente des Vektors x_t im Zeitabschnitt t , und u_t ist das stochastische Restglied.

⁸ Dabei wird unterstellt, daß die Ergebnisse von Meinungsumfragen tatsächlich als ‚Quasiwahlen‘ interpretiert werden können. Für die Rohdaten gilt dies sicher nicht, möglicherweise aber für die publizierten und in unserer Untersuchung verwendeten bereinigten Daten. Zur Problematik der ‚Bereinigung‘ dieser Daten siehe z.B. Kaase (1973), 148f.

In einem 2-Parteien-System ergibt sich der Stimmenanteil der Opposition (gemessen in Prozent) als

$$(2.10) \quad OP_t = \beta'_0 + \lambda OP_{t-1} - \sum_{i=1}^n \beta_i x_{i,t} - u_t, \\ \beta'_0 := 100(1 - \lambda) - \beta_0,$$

wegen der Restriktion

$$(2.11) \quad RP_t + OP_t = 100.$$

Damit ist es im 2-Parteien-System hinreichend, nur die Gleichung für die Regierungspopularität zu schätzen. Im k -Parteien-System ($k > 2$), erhalten wir folgendes System von Gleichungen, wobei POP_j die Popularität der Partei j ist:

$$(2.12) \quad POP_{j,t} = \beta_{j,0} + \lambda POP_{j,t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_{j,i} x_{i,t} - u_{j,t}, \\ j = 1, \dots, k,$$

für das folgende Restriktionen gelten:

$$(2.13a) \quad \sum_{j=1}^k \beta_{j,0} = 100(1 - \lambda),$$

$$(2.13b) \quad \sum_{j=1}^k \beta_{j,i} = 0, \quad i = 1, \dots, n,$$

$$(2.13c) \quad \sum_{j=1}^k u_{j,t} = 0, \quad t = 1, \dots, t_1.$$

Wenn wir die Restriktion auferlegen, daß der Parameter der verzögerten endogenen Variablen, λ , in allen Gleichungen den selben Wert annimmt, so sind die Restriktionen (2.13) automatisch erfüllt. Daher kann man eine Gleichung wegfallen lassen, d.h. man muß nur die verbleibenden $k - 1$ Gleichungen simultan schätzen.

Es verbleiben noch zwei offene Fragen, die miteinander zu tun haben. Wodurch wird die lineare Form begründet, die in (2.9) eingeführt wurde, und welche Verteilungsannahmen sollen über die $u_{j,t}$ gemacht werden? *Fair* (1978) hat ein theoretisches Modell entwickelt, welches hinreichende Bedingungen für die Aggregation der individuellen Entscheidungen enthält, damit die kollektive Entscheidungsfunktion die oben angegebene lineare

Form erhält.⁹ Diese lineare Form hat jedoch einen großen Nachteil: Sie ist nicht ‚data admissible‘ im Sinne von *Hendry/Richard* (1982). Daher können unsinnige Prognosen herauskommen, wenn wir extreme Werte für die $x_{i,t}$ verwenden. Andererseits garantiert die lineare Form, daß die Aufsummierbarkeitsbedingung erfüllt ist, und außerdem können wir die Popularitäten verschiedener in einer Koalition verbundener Parteien so aggregieren, daß die aggregierte Funktion die gleiche funktionale Form hat wie die Funktionen der einzelnen Parteien. Dies gilt dann nicht, wenn wir z.B. eine Logit-Formulierung verwenden. Daher erscheint die lineare Formulierung trotz der erwähnten Nachteile als Approximation durchaus akzeptabel zu sein. Für die $u_{j,t}$ wird normalerweise unterstellt, daß sie normalverteilt sind. Aus theoretischen Überlegungen heraus sollte man annehmen, daß sie einer Multinomial-Verteilung folgen. Solange wir jedoch nur die Stimmenanteile großer Parteien betrachten und solange die Zahl der Beobachtungen nicht zu klein ist, ergibt die Normalverteilung eine vernünftige Approximation.¹⁰ Damit ist es möglich, Modell (2.12) mit den Restriktionen (2.13) in der traditionellen Weise zu schätzen.

Der geschätzte Parameter λ wurde dazu verwendet, etwas über das ‚Gedächtnis‘ der Wähler auszusagen: je größer λ (je kleiner μ), desto besser ist das Gedächtnis der Wähler, da Ereignisse in der Vergangenheit ein um so größeres Gewicht erhalten im Vergleich zur heutigen Situation. Im Extremfall $\lambda = 0$ verhalten sich die Wähler ‚kurzsichtig‘, da sie nur die heutige Situation in Betracht ziehen.

Es bleibt noch die Frage zu klären, welche Variablen als Einflußfaktoren für die Wählerentscheidung eine Rolle spielen. In der Regel werden die Arbeitslosenquote, die Inflationsrate und die Wachstumsrate des realen verfügbaren Einkommens als wichtigste Determinanten betrachtet. Diese Variablen wirken auf die Einschätzung der wirtschaftlichen Entwicklung durch die Wähler, von der wiederum ihre Wahlentscheidung abhängt. Im Rahmen dieser Arbeit soll als Einflußfaktor ausschließlich die Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage Verwendung finden, d.h. wir fragen nicht danach, wovon diese Einschätzung abhängt.¹¹ Diese Einschätzung wird von Infratest genau wie die Popularität der einzelnen Parteien seit dem Jahre 1971 regelmäßig erhoben.

Wir verwenden Monatsdaten für die Zeit vom Januar 1971 bis Juni 1982, d.h. aus der Zeit der Sozialliberalen Koalition, als SPD und F.D.P. gemeinsam die Regierung bildeten und die CDU/CSU die Hauptoppositionspartei

⁹ *Fair* (1978) diskutiert solche Annahmen nur für den Fall eines 2-Parteien-Systems. Sein Modell kann aber leicht auf ein k -Parteien-System erweitert werden.

¹⁰ Wir sind damit in der gleichen Situation wie bei der Schätzung von Konsum-Nachfrage-Funktionen, wenn die abhängigen Variablen Ausgabenanteile sind. (Siehe z.B. das ‚Translog-Modell‘ von *Christensen/Jorgensen/Lau* (1975).)

¹¹ Dies wurde z.B. in *Kirchgässner* (1977) ausführlich behandelt.

bildete. Sei $CDU A$ der von Allensbach erhobene Stimmenanteil der CDU/CSU, $SPD A$ der von Allensbach erhobene Stimmenanteil der SPD, während $CDU I$ und $SPD I$ die entsprechenden von Infratest erhobenen Stimmenanteile sind. AWL (nur von Infratest erhoben) sei der Anteil derjenigen, die die allgemeine wirtschaftliche Lage als gut oder sehr gut bezeichnen. Bei Berücksichtigung der Restriktionen (2.13) erhalten wir folgende Full Information Maximum Likelihood (FIML) Ergebnisse:¹²

$$(2.14a) \quad \begin{array}{l} CDU A_t = 11.521 + 0.793 CDU A_{t-1} - 0.032 AWL_t + \hat{u}_{1,t}, \\ (6.25) \quad (22.83) \quad \quad \quad (-3.57) \\ SER = 1.545, \quad \hat{h} = -1.78, \quad FG = 134. \end{array}$$

$$(2.14b) \quad \begin{array}{l} SPD A_t = 6.323 + 0.793 SPD A_{t-1} + 0.045 AWL_t + \hat{u}_{2,t}, \\ (4.77) \quad (22.83) \quad \quad \quad (3.55) \\ SER = 1.837, \quad \hat{h} = 0.36, \quad FG = 134. \end{array}$$

$$(2.15a) \quad \begin{array}{l} CDU I_t = 11.868 + 0.789 CDU I_{t-1} - 0.034 AWL_t + \hat{u}_{1,t}, \\ (7.14) \quad (25.85) \quad \quad \quad (-4.26) \\ SER = 1.233, \quad \hat{h} = -0.60, \quad FG = 134. \end{array}$$

$$(2.15b) \quad \begin{array}{l} SPD I_t = 6.138 + 0.789 SPD I_{t-1} + 0.049 AWL_t + \hat{u}_{2,t}, \\ (6.16) \quad (25.85) \quad \quad \quad (4.78) \\ SER = 1.537, \quad \hat{h} = -0.36, \quad FG = 134. \end{array}$$

Die geschätzten Koeffizienten für den Einfluß der Einschätzung der allgemeinen Wirtschaftslage sind in allen Fällen hoch signifikant von Null verschieden. Auch quantitativ ist dieser Einfluß nicht unbedeutend. Von zehn Wählern, die ihre Meinung über die wirtschaftliche Situation ändern, wandern netto langfristig immerhin etwa zwei Wähler von der Regierung zur Opposition bzw. in umgekehrter Richtung. Dies mag gering erscheinen, kann aber durchaus wahlentscheidend sein.

Die geschätzten Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen sind signifikant von Eins verschieden.¹³ Gemäß der oben entwickelten Theorie bedeutet dies, daß die Wähler eine positive politische Diskontrate haben; und diese Diskontrate scheint enorm hoch zu sein. Das Gedächtnis der Wähler scheint außerordentlich kurz zu sein.

¹² Die Zahlen in Klammern geben die \hat{t} -Werte der geschätzten Parameter an. SER ist der Standardfehler der Regression, \hat{h} der Wert der Durbin h -Statistik und FG die Zahl der Freiheitsgrade des t -Tests. – Quelle der Daten: a) Allensbach: Jahrbuch der öffentlichen Meinung, Institut für Demoskopie, Allensbach, verschiedene Jahrgänge. b) Infratest: Infratest Politik Barometer, 1971 - 1982. Für die Monate, in denen keine Umfragen durchgeführt wurden, wurden die Werte linear interpoliert. – Die Schätzungen wurden mit Hilfe des TSP-Programmpaketes (CDC-Version 3.5) auf der Rechenanlage der ETH Zürich durchgeführt.

¹³ Die gilt auch, wenn wir den in Fuller (1976) beschriebenen Test verwenden.

Betrachtet man die Wählerentscheidung jedoch als eine ‚rationale‘ Entscheidung, wie dies die ökonomische Theorie des Wählerverhaltens tut, so ist zunächst fraglich, wie weit sich die Wähler überhaupt an der Vergangenheit orientieren sollten. Die Vergangenheit ist nur als Indikator zukünftiger Leistungen interessant; die Wahlentscheidung wird danach getroffen, was sich die Wähler für die Zukunft von den einzelnen Parteien erhoffen. Dies aber bedeutet, daß die oben geschätzten Beziehungen möglicherweise mit rationalem Wählerverhalten nicht vereinbar sind. Da dies vorerst nur eine Vermutung ist, sollen im folgenden Tests durchgeführt werden, um diese Vermutung entweder zu stützen oder zu widerlegen.

3. Tests auf Rationalität (1): Univariate Modelle

Wir beginnen mit der Untersuchung univariater Modelle für die Popularitätsdaten, d.h. wir fragen nach Auswirkungen, die sich entsprechend der Theorie rationaler Erwartungen aus rationalem Wählerverhalten für die Struktur der Popularitätsreihen ergeben. Wie zu Beginn bereits erläutert, geben die Antworten auf Popularitätsumfragen Pläne an, nach denen der einzelne Wähler zu handeln gewillt ist. Es sei unterstellt, daß derjenige Wähler, der heute vor hat, eine bestimmte Partei zu wählen, diesen Plan auch morgen noch hat, sofern er nicht in der Zwischenzeit zusätzliche, neue Information erhält. Wenn aber Revisionen von Plänen nur aufgrund neuer Information vorgenommen werden, muß die Popularitätsreihe einem Random Walk folgen, d.h. es muß gelten:

$$(3.1) \quad POP_t = POP_{t-1} + \varepsilon_t,$$

wobei POP die Popularität einer bestimmten Partei ist und ε weißes Rauschen.¹⁴

Schätzen wir solche Random-Walk-Modelle für unsere vier Popularitätsreihen, so erhalten wir:¹⁵

$$(3.2a) \quad (1 - L) CDU A_t = \hat{\varepsilon}_t, \\ SER = 1.689, \quad \hat{Q}(12) = 18.157, \quad p = 0.111.$$

$$(3.2b) \quad (1 - L) SPD A_t = \hat{\varepsilon}_t, \\ SER = 1.919, \quad \hat{Q}(12) = 14.257, \quad p = 0.285.$$

¹⁴ Dies ist analog zum auf der Theorie rationaler Erwartung basierenden Modell der Konsumnachfrage von *Hall* (1978).

¹⁵ Zusätzlich zu den in Fußnote 12 angegebenen Bezeichnungen steht hier $\hat{Q}(k)$ für den Wert der Box-Pierce-Q-Statistik zur Überprüfung der Residuen auf white noise mit k Freiheitsgraden. p gibt das Signifikanzniveau an, auf welchem die Nullhypothese, daß die Residuen weißes Rauschen darstellen, verworfen werden könnte. – Die in diesem Abschnitt vorgestellten univariaten Modelle wurden mit Hilfe des von *Pack* (1977) erstellten Box-Jenkins-Programms geschätzt.

$$(3.3a) \quad (1 - L) CDU I_t = \hat{\varepsilon}_t, \\ SER = 1.376, \hat{Q}(12) = 12.798, p = 0.384.$$

$$(3.3b) \quad (1 - L) SPD I_t = \hat{\varepsilon}_t, \\ SER = 1.647, \hat{Q}(12) = 9.980, p = 0.618.$$

Auf den ersten Blick scheinen alle vier Zeitreihen mit der Random-Walk-Hypothese vereinbar zu sein. Dem scheint zu widersprechen, daß wir im vorigen Abschnitt für die verzögerten endogenen Variablen Koeffizienten erhielten, die allesamt signifikant und sehr deutlich unter Eins lagen. Als Alternative zu den Modellen (3.2) und (3.3) schätzen wir daher autoregressive Modelle erster Ordnung (AR(1)-Modelle). Dies führt zu folgendem Ergebnis:

$$(3.4a) \quad (1 - 0.832 L) (CDU A_t - 48.448) = \hat{\varepsilon}_t, \\ (16.94) \quad (58.96) \\ SER = 1.627, \hat{Q}(10) = 12.491, p = 0.254, FG = 136.$$

$$(3.4b) \quad (1 - 0.923 L) (SPD A_t - 39.821) = \hat{\varepsilon}_t, \\ (26.11) \quad (18.27) \\ SER = 1.893, \hat{Q}(10) = 10.910, p = 0.365, FG = 136.$$

$$(3.5a) \quad (1 - 0.857 L) (CDU I_t - 48.839) = \hat{\varepsilon}_t, \\ (18.17) \quad (61.94) \\ SER = 1.336, \hat{Q}(10) = 9.639, p = 0.472, FG = 136.$$

$$(3.5b) \quad (1 - 0.927 L) (SPD I_t - 39.204) = \hat{\varepsilon}_t, \\ (26.40) \quad (19.97) \\ SER = 1.628, \hat{Q}(10) = 8.228, p = 0.607, FG = 136.$$

Vergleicht man diese Schätzungen mit den Modellen (3.2) und (3.3), so zeigt sich, daß die autoregressiven Modelle deutlich besser abschneiden als die Random-Walk-Modelle. Der Standardfehler der Regression ist bei den autoregressiven Modellen immer geringer als im Random-Walk-Modell, und in drei von vier Fällen ergibt sich auch bei der Box-Pierce-Q-Statistik eine deutliche Verbesserung. Dies widerspricht der Hypothese der Rationalität im Sinne von J. Muth.

Bei dem den Schätzungen zugrunde liegenden Modell (3.1) sind wir davon ausgegangen, daß bei den Umfragen keine Meßfehler entstehen. Tatsächlich aber sind Popularitätsdaten zumindest mit einem Stichprobenfehler behaftet. Anstelle von (3.1) tritt daher das Modell:

$$(3.6a) \quad POP_t = \overline{POP}_t + \eta_t,$$

$$(3.6b) \quad \overline{POP}_t = \overline{POP}_{t-1} + \varepsilon_t.$$

POP ist die gemessene Popularität einer Partei, die sich von der ‚wahren‘ Popularität, \overline{POP} , durch den Stichprobenfehler η unterscheidet, von dem angenommen werden soll, daß er white noise ist und nicht korreliert mit ε . Verwenden wir erste Differenzen, so erhalten wir:

$$(3.7) \quad (1 - L) POP_t = \varepsilon_t + (1 - L) \eta_t = (1 - \gamma L) \zeta_t, \quad 0 < \gamma < 1,$$

d. h. wir erhalten ein *ARIMA* (0, 1, 1)-Modell, bei welchem ζ wiederum weißes Rauschen darstellt. Um dieses Modell gegen die Schätzungen (3.4) und (3.5) zu testen, haben wir *ARMA* (1, 1)-Modelle geschätzt und gefragt, ob der Parameter des autoregressiven Teils signifikant von Eins verschieden ist. Dabei ergab sich:¹⁶

$$(3.8a) \quad \begin{array}{ccc} (1 - 0.892 L) (CDU A_t - 48.600) & = & (1 - 0.196 L) \hat{\varepsilon}_t, \\ (18.50) & (47.53) & (1.93) \end{array}$$

$SER = 1.616, \hat{Q}(9) = 9.704, p = 0.375, FG = 135.$

$$(3.8b) \quad \begin{array}{ccc} (1 - 0.923 L) (SPD A_t - 39.912) & = & (1 - 0.091 L) \hat{\varepsilon}_t, \\ (25.12) & (19.91) & (0.96) \end{array}$$

$SER = 1.871, \hat{Q}(9) = 9.774, p = 0.369, FG = 134.$

$$(3.9a) \quad \begin{array}{ccc} (1 - 0.875 L) (CDU I_t - 48.861) & = & (1 - 0.067 L) \hat{\varepsilon}_t, \\ (16.80) & (58.84) & (0.64) \end{array}$$

$SER = 1.340, \hat{Q}(9) = 8.677, p = 0.468, FG = 135.$

$$(3.9b) \quad \begin{array}{ccc} (1 - 0.947 L) (SPD I_t - 38.512) & = & (1 - 0.087 L) \hat{\varepsilon}_t, \\ (26.15) & (14.35) & (0.92) \end{array}$$

$SER = 1.629, \hat{Q}(9) = 6.544, p = 0.685, FG = 134.$

Vergleicht man diese Schätzungen mit den rein autoregressiven Modellen, so ergibt sich nur bei der von Allensbach erhobenen Zeitreihe der CDU-Popularität eine signifikante Verbesserung: hier ist der *MA*-Koeffizient neben dem *AR*-Koeffizienten auf dem 10 Prozent Niveau signifikant von Null verschieden. Betrachtet man jedoch die *AR*-Koeffizienten, so zeigt sich, daß diese (bei Anwendung des Tests von *Fuller* (1976)) nicht mehr auf dem 5 Prozent Niveau signifikant von Eins verschieden sind. Für die Standardfehler gilt, daß sie in den Gleichungen der Allensbach-Daten unter und jenen der Infratest-Daten über denjenigen der *AR*(1)-Modelle liegen. Insgesamt spricht daher zwar einiges gegen die Hypothese rationaler Erwartungen in bezug auf das Wählerverhalten, eine eindeutige Entscheidung ist jedoch nicht möglich.

¹⁶ Bei den beiden Gleichungen für die SPD wurde das Backforecasting unterdrückt.

4. Tests auf Rationalität (2): Granger-Kausalitätstests

Granger (1969) hat folgende Definition der Kausalität vorgeschlagen:

- (i) Die Variable X heie zur Variablen Y (granger-)kausal, wenn die Prognose zukünftiger Werte von Y dadurch verbessert werden kann, daß bei der Prognose neben den vergangenen Werten von Y auch die vergangenen Werte von X berücksichtigt werden.
- (ii) Die Variable X heie (granger-)gleichzeitig-kausal zu Y , wenn die Prognose zukünftiger Werte von Y dadurch verbessert werden kann, daß neben den vergangenen Werten von Y und X auch der gleichzeitige Wert von X Verwendung findet.
- (iii) Zwischen X und Y herrsche *Feedback*, wenn sowohl X (granger-)kausal zu Y als auch Y (granger-)kausal zu X ist.

Zwischen dieser Kausalitätsdefinition und der Theorie rationaler Erwartungen nach Muth besteht eine enge Beziehung. Revidieren die Wirtschaftssubjekte ihre Pläne (die Variable Y) nur dann, wenn neue Information auftritt (nicht-erwartete Veränderungen in der Variablen X), so darf, falls nicht bestimmte Verzögerungen auftreten, von X nach Y keine einfache Kausalbeziehung auftreten. Die Beziehung von Y nach X ist ausschließlich gleichzeitiger Natur. Bestände eine einfache Kausalbeziehung von X nach Y , d. h. könnten die vergangenen Werte von X dazu verwendet werden, die Veränderung von Y_t zu Y_{t+1} zu prognostizieren, so wäre bei der Entscheidung für Y_t die in diesem Zeitpunkt verfügbare Information nicht vollständig ausgewertet worden, was der Hypothese rationaler Erwartungen widerspricht.¹⁷

Um zu sehen, ob das sich in den Popularitätsdaten sowie in den Umfragen zur Einschätzung der Wirtschaftslage widerspiegelnde Verhalten mit der Theorie rationaler Erwartungen vereinbar ist, kann man daher Granger-Kausalitätstests durchführen, mit denen überprüft wird, ob ausschließlich gleichzeitige Kausalität vorliegt.¹⁸

Von *Haugh* (1972, 1976) und *Pierce* (1977) wurde ein Verfahren vorgeschlagen, mit welchem überprüft werden kann, ob in bivariaten Modellen einfache und/oder gleichzeitige Beziehungen vorliegen.¹⁹ Hierzu werden von

¹⁷ Dies entspricht wiederum der Argumentation im Modell des Konsumentenverhaltens von *Hall* (1978).

¹⁸ Allein aufgrund der Daten (d. h. ohne zusätzliche Information) kann jedoch bei Vorliegen gleichzeitiger Beziehungen nicht festgestellt werden, ob diese gleichzeitige Beziehung von X nach Y und/oder von Y nach X verläuft. (Siehe hierzu z. B. *Kirchgässner* (1981), 22 f.) In unserem Fall können wir jedoch unterstellen, daß die gleichzeitige Beziehung immer von der Einschätzung der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien und nicht in umgekehrter Richtung geht.

¹⁹ Falls Feedback auftritt, können beim Test auf gleichzeitige Kausalität Schwierigkeiten auftreten. Siehe hierzu *Price* (1979) und *Pierce/Haugh* (1979).

allen Zeitreihen zunächst univariate *ARIMA*-Modelle geschätzt. Anschließend werden die Kreuzkorrelogramme der Residuen dieser Modelle untersucht. Sei $\hat{\rho}(k)$ der geschätzte Korrelationskoeffizient für eine Verzögerung von k Perioden. Mit $\hat{\rho}(0)$ kann überprüft werden, ob zwischen zwei Variablen eine gleichzeitige Beziehung besteht.²⁰ Sei T der Stichprobenumfang. Mittels der Statistik

$$(4.1) \quad S = T \cdot \sum_{k=-k_1}^{k_2} \left(\frac{T}{T - |k|} \hat{\rho}^2(k) \right)$$

kann überprüft werden, ob ein Zusammenhang besteht. Zur Überprüfung der einfachen Kausalbeziehung von X auf Y ($X \rightarrow Y$) wird $k_1 = -1$ und $k_2 = 3, 6, 12$ gesetzt. Zur Überprüfung der umgekehrten Beziehung ($X \leftarrow Y$) wird $k_1 = 3, 6, 12$ und $k_2 = -1$ gesetzt. Um zu überprüfen, ob überhaupt eine Beziehung existiert ($X \leftrightarrow Y$), setzen wir $k_1 = k_2 = 3, 6, 12$. Wir verwenden jeweils drei verschiedene Lag-Längen, um zu vermeiden, daß bestimmte Ergebnisse nur aufgrund der (zufällig) gewählten maximalen Verzögerung zustande kommen.

Für die Popularitätsdaten können wir bei diesem Test die univariaten Modelle verwenden, die im obigen Abschnitt geschätzt wurden. Da die *AR* (1)-Modelle fast durchwegs am besten abgeschnitten haben, verwenden wir hier diese Modelle. Was fehlt ist ein univariates Modell für die Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage. Hierfür erhielten wir:²¹

$$(4.2) \quad (1 - 1.222 L + 0.264 L^2) (AWL_t - 43.094) = \hat{\varepsilon}_t, \\ (14.304) \quad (-3.124) \quad (5.051) \\ SER = 4.036, \quad \hat{Q}(9) = 6.689, \quad p = 0.669, \quad FG = 133.$$

Dieses Modell ist deutlich anders als die Modelle für die Popularitätsfunktionen, und falls einer der im obigen Abschnitt durchgeführten Tests auf Random-Walk durchgeführt wird, so ist diese Hypothese klar zu verwerfen. Dies ist aber nicht verwunderlich. Denn während bei Gültigkeit der Hypothese rationaler Erwartungen erwartete Veränderungen der objektiven wirtschaftlichen Situation keine Auswirkungen auf die Wahlentscheidung haben dürfen, können und werden sie sicherlich die Einschätzung der Wirtschaftslage beeinflussen. Damit gelten die im vorigen Abschnitt vorgebrachten Überlegungen für die Popularitätsreihen nicht für die Reihe der Einschätzung der Wirtschaftslage.

²⁰ Dies gilt allgemein jedoch nur dann, wenn kein Feedback vorliegt. Betrachtet man die Ergebnisse aller von uns durchgeführten Kausalitätstests, so kann die Hypothese, daß Feedback besteht, zurückgewiesen werden, weshalb das Verfahren hier angewendet werden kann.

²¹ Auch hier wurde wieder das Backforecasting unterdrückt.

Die Ergebnisse des Haugh-Pierce-Tests sind in Tabelle 1 zusammengestellt. Zwar liegt zwischen der Einschätzung der Wirtschaftslage und der Popularität der beiden großen Parteien gleichzeitige Kausalität vor, wobei die Signifikanzen bei den Infratest-Daten verständlicherweise höher sind als bei den Allensbach-Daten,²² jedoch ergibt sich in allen vier Fällen auch eine einfache Kausalbeziehung von der Einschätzung der Wirtschaftslage auf die Popularität. Bei den Allensbach-Daten könnte dies auch dadurch bewirkt sein, daß wegen der unterschiedlichen Erfassungsperiode der beiden Institute Reaktionen auf Veränderungen der wirtschaftlichen Entwicklung, die von Infratest in einem bestimmten Monat erfaßt werden, von Allensbach erst im nächsten Monat erfaßt werden können. Für die Beziehung zwischen den Infratest-Daten spielt dies keine Rolle, da alle Fragen immer miteinander gestellt werden. Die Ergebnisse des Haugh-Pierce-Tests widersprechen damit klar der Theorie rationaler Erwartungen.

Tabelle 1

Ergebnisse des Haugh-Pierce-Tests
1/1971 - 6/1982, 138 Beobachtungen

Y	X	$\hat{\rho}(0)$	k	S(X → Y)	S(X ← Y)	S(X ⇔ Y)
CDU A	AWL	- 0.127(*)	3	7.652(*)	4.135	14.047(*)
			6	12.619*	6.613	21.493(*)
			12	18.218	12.287	32.766
SPD A	AWL	0.164*	3	7.718(*)	0.153	11.619
			6	14.491*	1.456	19.695
			12	18.316	17.356	39.419
CDU I	AWL	- 0.217**	3	11.313*	8.008*	25.926***
			6	13.978*	9.421	30.004**
			12	16.014	11.466	34.085
SPD I	AWL	0.212**	3	17.495***	0.958	24.730***
			6	22.543***	3.602	32.422**
			12	24.900	7.453	38.630*

(*), **, *** bzw. **** bedeutet, daß die Nullhypothese, daß kein Zusammenhang besteht, auf dem 10 Prozent-, 5 Prozent-, 1 Prozent- bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Ein anderes Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen zwei Zeitreihen, das direkte Granger-Verfahren, wurde von *Sargent* (1976)

²² Bei den Allensbach-Daten führt die Unabhängigkeit der Meßfehler (zwischen den von Allensbach erhobenen Popularitätsdaten und den von Infratest erhobenen Daten zur Einschätzung der Wirtschaftslage) dazu, daß das Ausmaß der gleichzeitigen Beziehung tendentiell unterschätzt wird. Siehe hierzu *Kirchgässner* (1981), 95 ff.

vorgeschlagen. Es ergibt sich unmittelbar aus der Definition der Kausalität nach *Granger* (1969). Bei diesem Verfahren wird überprüft, ob die verzögerten Werte von X in der Regression von Y auf die verzögerten Werte von X und Y einen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern. Hierzu wird folgende Gleichung nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt:

$$(4.3) \quad Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k_2} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t,$$

und die Nullhypothese $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{k_2} = 0$ wird mittels eines F -Tests überprüft. Damit wird untersucht, ob eine einfache Kausalbeziehung von X auf Y besteht. Durch Vertauschung von X und Y in (4.3) kann überprüft werden, ob eine einfache Kausalbeziehung von Y auf X existiert. Soll zusätzlich auf gleichzeitige Kausalität getestet werden, so wird in der Gleichung für Y der Index $j = 0, 1, \dots, k_2$ gesetzt und die Nullhypothese $H_0: \beta_0 = 0$ mittels eines F - oder t -Tests überprüft.²³ Für die maximale Verzögerung der abhängigen Variablen, k_1 , sowie für die maximale Verzögerung der erklärenden Variablen, k_2 , haben wir alternativ die Werte 3, 6 oder 12 vorgegeben, wobei jedoch die maximale Verzögerung der erklärenden Variablen nie größer ist als die maximale Verzögerung der abhängigen Variablen ($k_2 \leq k_1$).

Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Mit $F(X \rightarrow Y)$ wird überprüft, ob eine einfache Kausalbeziehung von X nach Y besteht; mit $F(X - Y)$ wird getestet, ob in der Gleichung für Y eine gleichzeitige Beziehung nachgewiesen werden kann. $F(X \leftarrow Y)$ dient dazu festzustellen, ob eine einfache Kausalbeziehung von Y nach X besteht, während $F(X - Y)$ in der rechten Spalte darüber Auskunft gibt, ob in der Gleichung für X gleichzeitige Kausalität aufgezeigt werden kann.²⁴

²³ Unabhängig davon, ob man die Gleichung für Y oder die Gleichung für X für den Test auf gleichzeitige Kausalität verwendet, müssten theoretisch beide Testwerte gleich sein, d.h. bei korrekt spezifizierten Schätzgleichungen sind die Erwartungswerte für beide Testgrößen identisch. Für $k_1 = k_2$ gilt immer, daß die Testwerte auch numerisch gleich sind. (Siehe *Kirchgässner* (1981), 42 ff.)

²⁴ Wir erhielten folgende Werte für die Zahlen der Freiheitsgrade:

k_1	k_2	$F(X \rightarrow Y)$	$F(X - Y)$
3	3	3, 128	1, 127
6	3	3, 122	1, 121
6	6	6, 199	1, 118
12	3	3, 110	1, 109
12	6	6, 107	1, 106
12	12	12, 101	1, 100

Tabelle 2

Ergebnisse des direkten Granger-Verfahrens
1/1971 - 6/1982, 138 Beobachtungen

Y	X	k_1	k_2	$F(X \rightarrow Y)$	$F(X - Y)$	$F(X \leftarrow Y)$	$F(X - Y)$
CDU A	AWL	3	3	4.626**	3.737(*)	0.997	3.737(*)
		6	3	4.430**	3.722(*)	1.164	4.679*
		6	6	3.442*	5.019*	0.787	5.019*
		12	3	5.733**	4.014*	1.378	7.135**
		12	6	4.357***	4.972*	0.909	6.787*
		12	12	3.123***	5.292*	1.088	5.292*
SPD A	AWL	3	3	4.164**	5.823*	0.330	5.823*
		6	3	4.145**	5.561*	0.320	6.948**
		6	6	3.560**	7.221**	0.218	7.221**
		12	3	5.333**	7.669**	0.218	9.295**
		12	6	3.984**	9.866**	0.274	9.886**
		12	12	2.275**	9.152**	1.524	9.153**
CDU I	AWL	3	3	9.649***	7.600**	2.461(*)	7.600**
		6	3	9.549***	7.314**	2.550(*)	7.964**
		6	6	5.070***	7.874**	1.545	7.874**
		12	3	8.496***	7.465**	1.989	9.574**
		12	6	4.476***	7.891**	1.375	9.396**
		12	12	2.475***	8.098**	1.145	8.098**
SPD I	AWL	3	3	9.649***	9.239**	0.666	9.239**
		6	3	9.484***	8.838**	0.545	10.525**
		6	6	5.771***	10.363**	0.694	10.363**
		12	3	10.364***	10.317**	0.154	11.521***
		12	6	5.996***	12.317***	0.351	11.286**
		12	12	3.046**	10.988**	0.591	10.988**

(*), **, *** bzw. **** bedeutet, daß die Nullhypothese, daß kein Zusammenhang besteht, auf dem 10 Prozent-, 5 Prozent-, 1 Prozent- bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Auch hier haben wir in allen vier Fällen wieder die gleichzeitigen Kausalbeziehungen, die bei den Infratest-Daten stärker ausgeprägt sind als bei den Allensbach-Daten. Daneben aber existiert eine meist hoch signifikante einfache Kausalbeziehung von der Einschätzung der Wirtschaftslage auf die Popularität der beiden Parteien, während in umgekehrter Richtung – wie zu erwarten war – nichts festgestellt werden kann. Diese Ergebnisse widersprechen wieder der Theorie rationaler Erwartungen; sie bestätigen jedoch, daß zwischen der Einschätzung der Wirtschaftslage und der Popularität der beiden großen deutschen Parteien ein hoch signifikanter Zusammenhang besteht.²⁵

Diese einfachen Kausalbeziehungen erweisen sich alle auch dann als hoch signifikant, wenn man den von *Sims* (1972) vorgeschlagenen Test in der von *Geweke/Meese/Dent* (1983) modifizierten Form anwendet. Alle drei Testverfahren ergeben daher, daß neben der gleichzeitigen Kausalbeziehung auch eine einfache Kausalbeziehung von der Einschätzung der Wirtschaftslage auf die Parteienpopularität existiert. Die Wähler scheinen sich offensichtlich nicht entsprechend der Theorie rationaler Erwartungen zu verhalten. Die in diesem Abschnitt erhaltenen Ergebnisse sind sehr viel eindeutiger als die im vorigen Abschnitt erzielten Ergebnisse der univariaten Modelle: Die hier vorgenommenen Tests scheinen stärker zu sein.

5. Tests auf Rationalität (3): Das Verfahren von Barro und Mishkin

Die im obigen Abschnitt verwendeten Verfahren unterscheiden implizit zwischen den erwarteten (antizipierten) und den nicht-erwarteten (nicht-antizipierten) Veränderungen in der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage. *Barro* (1977) hat ein Verfahren vorgeschlagen, um bei der Überprüfung der Hypothese rationaler Erwartungen diese Unterscheidung explizit einzuführen. Im ersten Schritt dieses Verfahrens werden Bestimmungsgleichungen für die erklärenden Variablen geschätzt, die erlauben, zwischen den erwarteten und den nicht-erwarteten Anteilen dieser Variablen zu unterscheiden. Im zweiten Schritt werden dann die erwarteten und die nicht-erwarteten Anteile dieser Variablen getrennt in das eigentlich zu untersuchende Modell eingeführt. Mit Hilfe von *t*- oder *F*-Tests kann dann überprüft werden, ob die erwarteten Anteile der erklärenden Variablen neben den nicht-erwarteten Anteilen einen signifikanten Einfluß haben.²⁶

Zunächst müssen wir zwischen den erwarteten und den nicht-erwarteten Veränderungen bei der Einschätzung der Wirtschaftslage unterscheiden. Hierzu verwenden wir bei Beziehung (4.2) ein AR (2)-Modell, für das wir hier folgende Schätzung erhielten:²⁷

$$(5.1) \quad AWL_t = 1.615 + 1.216 AWL_{t-1} - 0.254 AWL_{t-2} + \hat{u}_t,$$

(1.42) (14.395) (- 2.99)

$$\bar{R}^2 = 0.930, \quad SER = 4.079, \quad \hat{h} = 1.37, \quad FG = 133.$$

²⁵ Die Ergebnisse ändern sich praktisch nicht, wenn man anstelle der Originaldaten für die Durchführung des direkten Granger-Verfahrens die ersten Differenzen verwendet. (Siehe *Kirchgässner* (1985)).

²⁶ Wir haben diese Tests ebenfalls mit dem 1-Schritt-Verfahren von *Mishkin* (1983) durchgeführt. Bezüglich der Frage der Rationalität ergab sich dabei das gleiche Ergebnis wie beim 2-Schritt-Verfahren von *Barro* (1977).

²⁷ Die Ergebnisse hier unterscheiden sich geringfügig von denen in (4.2), da diese Schätzungen (wie auch alle anderen Schätzungen in diesem Abschnitt) mit Hilfe des TSP durchgeführt wurden und nicht wie (4.2) mit dem Box-Jenkins-Programm.

Die theoretischen Werte dieses Modells wurden als erwartete Werte für die Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage verwendet (AWL^e), die Residuen dieser Beziehung als nicht-erwartete Werte (AWL^{ne}). Die so konstruierten Variablen wurden zur Schätzung der Popularitätsfunktionen verwendet. Damit erhielten wir bei simultaner Schätzung mit dem *FIML*-Verfahren:

$$(5.2a) \quad \begin{aligned} CDU A_t &= 11.296 + 0.795 CDU A_{t-1} - 0.062 AWL_t^{ne} \\ &\quad (5.76) \quad (21.68) \quad (-1.78) \\ &\quad - 0.030 AWL_t^e + \hat{u}_{1,t}, \\ &\quad (-3.20) \\ SER &= 1.537, \quad \hat{h} = -1.77, \quad FG = 131. \end{aligned}$$

$$(5.2b) \quad \begin{aligned} SPD A_t &= 6.407 + 0.795 SPD A_{t-1} + 0.089 AWL_t^{ne} \\ &\quad (4.64) \quad (21.68) \quad (2.20) \\ &\quad + 0.041 AWL_t^e + \hat{u}_{2,t}, \\ &\quad (3.17) \\ SER &= 1.808, \quad \hat{h} = 0.24, \quad FG = 131. \end{aligned}$$

Logarithmus des Wertes der Likelihoodfunktion: - 481.297 .

$$(5.3a) \quad \begin{aligned} CDU I_t &= 11.142 + 0.800 CDU I_{t-1} - 0.077 AWL_t^{ne} \\ &\quad (6.40) \quad (25.12) \quad (-3.01) \\ &\quad - 0.030 AWL_t^e + \hat{u}_{1,t}, \\ &\quad (-3.65) \\ SER &= 1.232, \quad \hat{h} = -0.81, \quad FG = 131. \end{aligned}$$

$$(5.3b) \quad \begin{aligned} SPD I_t &= 5.970 + 0.800 SPD I_{t-1} + 0.098 AWL_t^{ne} \\ &\quad (5.72) \quad (25.12) \quad (2.38) \\ &\quad + 0.043 AWL_t^e + \hat{u}_{2,t}, \\ &\quad (4.20) \\ SER &= 1.537, \quad \hat{h} = -0.93, \quad FG = 131. \end{aligned}$$

Logarithmus des Wertes der Likelihoodfunktion: - 449.982 .

Betrachtet man die einzelnen Koeffizienten, so sind in allen Fällen die Koeffizienten der erwarteten Teile der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung hoch signifikant von Null verschieden. Ihr Einfluß auf die Popularität der beiden großen Parteien kann nicht bestritten werden. Dagegen weisen die nicht-antizipierten Teile der Einschätzung der Wirtschaftslage eine deutlich geringere Signifikanz auf; die Koeffizienten sind allerdings erheblich höher. Überprüft man mit einem Likelihood-Verhältnis-Test die verbundene Hypothese, daß die Koeffizienten des erwarteten Teils in beiden Gleichungen Null sind, so ergibt sich bei den Allensbach-Daten ein Testwert von $\hat{\chi}^2 = 11.40$ und bei den Infratest-Daten sogar ein Wert von $\hat{\chi}^2 = 16.57$. Bei zwei Freiheitsgraden kann die Hypothese rationa-

ler Erwartungen damit in beiden Fällen mindestens auf dem 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden. Berücksichtigt man zusätzlich, daß bei Gültigkeit der Hypothese rationaler Erwartungen der Koeffizient der verzögerten endogenen Variablen den Wert Eins annehmen sollte, so ergibt sich bei den Allensbach-Daten ein Testwert von $\hat{\chi}^2 = 28.08$ und bei den Infratest-Daten von $\hat{\chi}^2 = 30.12$. Hier kann die Nullhypothese sogar mindestens auf dem 0.5 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden. Diese Ergebnisse sprechen damit eindeutig gegen die Hypothese rationaler Erwartungen.

Entsprechend dem Argument der beobachtungsmäßigen Äquivalenz von *Sargent* (1976 a) könnte der signifikante Einfluß erwarteter Veränderungen in der Einschätzung der Wirtschaftslage jedoch auch darauf zurückzuführen sein, daß die nicht erwarteten Veränderungen erst mit Verzögerung wirksam werden. Da wir es hier jedoch nur mit Verzögerungen bei der Erkennung dieser Veränderungen zu tun haben, könnte es sich dabei allenfalls um einige Monate drehen. Andererseits ist es wenig plausibel anzunehmen, daß die Wähler beim Erkennen bestimmter wirtschaftlicher Veränderungen zwar heute schon ihre Einschätzung der Wirtschaftslage revidieren, aber erst Monate später auch ihre Beurteilung der Regierungsleistung. Vernünftigerweise sollte man annehmen können, daß dies simultan geschieht.

Sollte es aber dennoch der Fall sein, daß die Wähler zwar nur auf nicht erwartete Veränderungen der wirtschaftlichen Lage reagieren, daß diese Reaktion aber zum Teil erst mit zeitlicher Verzögerung erfolgt, so müßten die Koeffizienten der erwarteten Einschätzung ihren signifikanten Einfluß verlieren, sobald wir zusätzliche verzögerte Werte für die nicht erwartete Einschätzung der Wirtschaftslage in die Popularitätsfunktionen aufnehmen. Um dies zu überprüfen, haben wir in die Gleichungen der beiden Parteien zusätzlich die um eine und zwei Perioden verzögerten Werte der nicht erwarteten Einschätzung aufgenommen. Für die Allensbach-Daten erhielten wir:

$$(5.4a) \quad \begin{aligned} CDU A_t = & 10.907 + 0.801 CDU A_{t-1} - 0.063 AWL_t^{ne} + 0.03 AWL_{t-1}^{ne} \\ & (5.35) \quad (21.41) \quad \quad \quad (-1.75) \quad \quad \quad (0.09) \\ & - 0.023 AWL_{t-2}^{ne} - 0.027 AWL_t^e + \hat{u}_{1,t}, \\ & (-0.56) \quad \quad \quad (-2.63) \\ & SER = 1.536, \quad \hat{h} = -1.97, \quad FG = 128. \end{aligned}$$

$$(5.4b) \quad \begin{aligned} SPD A_t = & 6.613 + 0.801 SPD A_{t-1} + 0.089 AWL_t^{ne} + 0.081 AWL_{t-1}^{ne} \\ & (4.83) \quad (21.41) \quad \quad \quad (2.10) \quad \quad \quad (1.91) \\ & + 0.022 AWL_{t-2}^{ne} + 0.031 AWL_t^e + \hat{u}_{2,t}, \\ & (0.44) \quad \quad \quad (2.19) \\ & SER = 1.779, \quad \hat{h} = 0.05, \quad FG = 128. \end{aligned}$$

Logarithmus des Wertes der Likelihoodfunktion: - 477.458.

Die Koeffizienten der erwarteten Einschätzung der Wirtschaftslage behalten ihre Signifikanz, während von den zusätzlich hineingenommenen verzögerten Werten der nicht-erwarteten Einschätzung gerade einer auf dem 10 Prozent Niveau signifikant von Null verschieden ist. Überprüft man mit Hilfe des Likelihood-Verhältnis-Tests, ob die hinzugenommenen Variablen insgesamt einen signifikanten Einfluß haben, so erhält man als Testwert $\hat{\chi}^2 = 7.68$. Damit kann die Nullhypothese nicht einmal auf dem 10 Prozent Niveau verworfen werden.

Etwas anders sieht die Situation bei den Infratest-Daten aus. Hier erhalten wir folgende Schätzungen:

$$(5.5a) \quad CDU I_t = 9.577 + 0.821 CDU I_{t-1} - 0.080 AWL_t^{ne} - 0.059 AWL_t^{ne} \\ (5.20) \quad (24.78) \quad (-3.05) \quad (-1.65) \\ - 0.050 AWL_{t-2}^{ne} - 0.019 AWL_t^e + \hat{u}_{1,t}, \\ (-1.51) \quad (-2.13) \\ SER = 1.204, \quad \hat{h} = -1.20, \quad FG = 128.$$

$$(5.5b) \quad SPD I_t = 6.023 + 0.821 SPD I_{t-1} + 0.099 AWL_t^{ne} + 0.106 AWL_t^{ne} \\ (5.83) \quad (24.78) \quad (2.24) \quad (2.17) \\ + 0.078 AWL_{t-2}^{ne} - 0.023 AWL_t^e + \hat{u}_{2,t}, \\ (1.86) \quad (1.95) \\ SER = 1.462, \quad \hat{h} = -2.27, \quad FG = 128.$$

Logarithmus des Wertes der Likelihoodfunktion: - 442.704.

Während sich in der Gleichung der CDU nichts wesentliches ändert, rutscht in der SPD-Gleichung der Koeffizient der erwarteten Einschätzung der Wirtschaftslage knapp unter die 5 Prozent-Signifikanzschranke, während die beiden zusätzlich hereingenommenen Werte für die nicht erwartete Einschätzung der Wirtschaftslage Koeffizienten haben, die auf dem 5 bzw. auf dem 10 Prozent Niveau signifikant von Null verschieden sind. Außerdem haben alle Koeffizienten hier das korrekte Vorzeichen. Überprüft man hier mit Hilfe des Likelihood-Verhältnis-Tests, ob die vier zusätzlichen Koeffizienten gemeinsam signifikant von Null verschieden sind, so erhält man $\hat{\chi}^2 = 14.56$, was bei vier Freiheitsgraden erlaubt, die Nullhypothese sogar auf dem 1 Prozent Signifikanzniveau zu verwerfen. Fragt man ebenfalls mit Hilfe des Likelihood-Verhältnis-Tests, ob die beiden Koeffizienten der erwarteten Einschätzung der Wirtschaftslage gemeinsam signifikant von Null verschieden sind, so ergibt sich $\hat{\chi}^2 = 4.97$, was bei zwei Freiheitsgraden die Verwerfung der Nullhypothese nur noch auf dem 10 Prozent Signifikanzniveau zuläßt. Bezieht man andererseits wieder die Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen in den Test mit ein, so ergibt sich $\hat{\chi}^2 = 25.21$, was die Verwerfung der Nullhypothese wiederum auf dem 0.5 Prozent Signifikanzniveau zuläßt. Insgesamt kann die Hypothese rationaler Erwartungen auch hier verworfen werden.

6. Abschließende Bemerkungen

Unsere Ergebnisse zeigen in aller gewünschten Deutlichkeit: Die Hypothese rationaler Erwartungen im Sinne von *Muth* (1961) kann für das Verhalten der Wähler der beiden großen Parteien in der Bundesrepublik Deutschland, wie es sich in den Ergebnissen der Popularitätsbefragungen von Allensbach und Infratest widerspiegelt, nicht aufrecht erhalten werden. Weder folgen die Popularitätsreihen einem reinen Random-Walk, noch kann man davon ausgehen, daß nur nicht-erwartete Veränderungen in der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage die Entscheidungen der Wähler beeinflussen. Als allgemeine Verhaltensannahme ist diese Hypothese hier daher zu verwerfen. Dies schließt andererseits nicht aus, daß es genügend Wähler/Konsumenten/Investoren gibt, die sich im Sinne der ‚Neuen klassischen Makroökonomik‘ verhalten und systematische Nachfrage-Management-Politik der Regierung unmöglich machen. Unsere Ergebnisse sind daher mit einer Situation vereinbar, in welcher die Regierung zumindest über die Nachfrageseite keine Möglichkeit hat, die Arbeitslosigkeit systematisch zu beeinflussen, in der aber die Wähler dennoch die Regierung für die Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt verantwortlich machen. Nun könnte man unterstellen, daß die Wähler davon ausgehen, daß die Regierung die allgemeine wirtschaftliche Lage und insbesondere die Arbeitsmarktsituation über die Angebotsseite beeinflussen kann und daß sie sie deshalb für diese Entwicklung verantwortlich machen. Soweit sie sich rational im Sinne der Theorie rationaler Erwartungen verhalten, sollten sie aber auch dann nur auf nicht erwartete Veränderungen der allgemeinen wirtschaftlichen Lage reagieren und nicht auf erwartete Veränderungen.

Ausgangspunkt unserer Überlegungen (wie auch der gesamten ökonomischen Theorie der Politik) ist eine Theorie rationalen Verhaltens. Zumindest ein großer Teil der Wählerschaft verhält sich anscheinend aber nicht rational, zumindest nicht rational im Sinne von *Muth* (1961). Dies scheint ein Widerspruch zu sein, muß es aber nicht. Könnten nicht die geschätzten Funktionen dennoch mit rationalem Verhalten vereinbar sein? Vermutlich sind sie zumindest vereinbar mit eingeschränkt rationalem Verhalten im Sinne von *Simon* (1955); und dieses ist vielleicht hier die sinnvollere Verhaltensannahme. Außerdem ist zu berücksichtigen, daß bei der Wahl und erst recht bei einer Befragung die Kosten zusätzlicher Informationsbeschaffung und -verarbeitung relativ hoch sind, während der erwartete Nutzen einer richtigen Entscheidung minimal ist. Daher ergibt sich hier nicht der gleiche Anreiz, Information ‚rational‘ zu verarbeiten, wie dies z.B. auf Auktionsmärkten geschieht.

Schließlich zeigen unsere Ergebnisse, daß in der Zeit der Sozialliberalen Koalition in der Bundesrepublik Deutschland die Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage einen statistisch hoch abgesicherten und auch

quantitativ bedeutenden Einfluß auf die Popularität der beiden großen Parteien hatte. Der Popularitätseinbruch des letzten Kabinetts Schmidt, der im Herbst 1982 dann auch mit den Regierungswechsel bewirkte, ist nach den hier vorgelegten Schätzungen wesentlich auf die Verschlechterung der (Einschätzung der) allgemeinen wirtschaftlichen Lage zurückzuführen.

Zusammenfassung

In dieser Arbeit wird untersucht, ob das sich in den Ergebnissen von Popularitätsbefragungen widerspiegelnde Verhalten der Wähler vereinbar ist mit der Theorie rationaler Erwartungen. Hierzu werden Monatsdaten für die Bundesrepublik Deutschland von 1971 bis 1982 verwendet. Wir schätzen univariate Modelle für die einzelnen Popularitätsreihen, führen Granger-Kausalitätstests für die Beziehung zwischen der Parteienpopularität und der Einschätzung der Wirtschaftslage durch und fragen, ob erwartete Veränderungen in der Einschätzung der Wirtschaftslage einen signifikanten Einfluß auf die Popularität haben. Für das von uns untersuchte Datenmaterial muß die Hypothese rationaler Erwartungen verworfen werden.

Summary

Using German popularity data from 1971 to 1982 it is asked, whether observed voting behaviour is consistent with the theory of rational expectations. Univariate ARIMA-Models are estimated, Granger-causality-tests are performed between the popularity of the CDU/CSU and the SPD and the perception of the general economic situation, and it is investigated whether anticipated changes of this perception influence the popularity decisions. All tests show that the hypothesis of rational expectations has to be rejected.

Literatur

- Barro, R.J.* (1977), Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. *American Economic Review* 67, 101 - 115.
- Boroogh, V./Ploeg, F. v. d.* (1981), The Changing Criteria of Economic Success: Performance and Popularity in British Politics. Paper presented at the European Meeting of the Econometric Society, Amsterdam, August 31 - September 4.
- Christensen, L.R./Jorgenson, D.W./Lau, L.J.* (1975), Transcendental Logarithmic Utility Functions. *American Economic Review* 65, 367 - 383.
- Davies, A.O./Hinich, M./Ordeshook, P.C.* (1970), An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process. *American Political Science Review* 64, 426 - 448.
- Downs, A.* (1957), *An Economic Theory of Democracy*. New York.
- Fair, R.C.* (1978), The Effect of Economic Events on Votes for President. *Review of Economics and Statistics* 60, 159 - 173.
- Fuller, W.A.* (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York.

- Geweke, J./Meese, R./Dent, W.T.* (1983), Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems, Analytic Results and Experimental Evidence. *Journal of Econometrics* 21, 161 - 194.
- Granger, C.W. J.* (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica* 37, 424 - 438.
- Hall, R.E.* (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis, Theory and Evidence. *Journal of Political Economy* 86, 971 - 988.
- Haugh, L.D.* (1972), The Identification of Time Series Interrelationships with Special Reference to Dynamic Regression. Dissertation, Department of Statistics, University of Wisconsin, Madison.
- (1976), Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach. *Journal of the American Statistical Association* 71, 378 - 385.
- Hendry, D.F./Richard, J.-F.* (1982), On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics. *Journal of Econometrics* 20, 3 - 33.
- Hibbs, D.A./Vasilatos, N.* (1981), Macroeconomic Performance and Mass Political Support in the United States and Great Britain, in D.A. Hibbs/H. Fassbender (eds.), *Contemporary Political Economy*. Amsterdam, 31 - 47.
- Kaase, M.* (1973), Die Bundestagswahl 1972, Probleme und Analysen. *Politische Vierteljahresschrift* 14, 145 - 190.
- Kirchgässner, G.* (1977), Wirtschaftslage und Wählerverhalten, Eine empirische Studie für die Bundesrepublik Deutschland von 1971 bis 1976. *Politische Vierteljahresschrift* 18, 510 - 536.
- (1981), Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen, Darstellung und Kritik. Göttingen.
- (1985), Causality Testing of the Popularity Function, An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany, 1971 - 1982. *Public Choice* 45, 155 - 173.
- (1985 a), Rationality, Causality, and the Relation Between Economic Conditions and the Popularity of Parties, An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany. *European Economic Review* 28, 243 - 268.
- Mishkin, F.S.* (1983), A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics, Testing Policy Ineffectiveness and Efficient Market Models. Chicago.
- Muth, J.F.* (1961), Rational Expectations and the Theory of Price Movement. *Econometrica* 29, 315 - 335.
- Narr, W.D./Naschold, F.* (1971), Einführung in die Politische Theorie, Teil III: Theorie der Demokratie. Stuttgart.
- Nordhaus, W.D.* (1975), The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies* 42, 169 - 190.
- Pack, D.J.* (1977), A Computer Programm for the Analysis of Time Series Models Using the Box-Jenkins-Philosophy. Ohio State University, Columbus.
- Paldam, M.* (1981), A Preliminary Survey of the Theories and Findings on Vote and Popularity Functions. *European Journal of Political Research* 9, 181 - 199.
- Pierce, D. A.* (1977), Relationships – and the Lack Thereof – Between Economic Time Series, With Special Reference to Money and Interest Rates. *Journal of the American Statistical Association* 72, 11 - 26.

- Pierce, D.A./Haugh, L.D.* (1979), The Characterization of Instantaneous Causality, A Comment. *Journal of Econometrics* 10, 257 - 259.
- Price, J.M.* (1979), The Characterization of Instantaneous Causality, A Correction. *Journal of Econometrics* 10, 253 - 256.
- Sargent, T.J.* (1976), A Classical Macroeconometric Model for the United States. *Journal of Political Economy* 84, 207 - 237.
- (1976a), The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Theories of Macroeconomics. *Journal of Political Economy* 84, 631 - 640.
- Schneider, F./Frey, B.S.* (1985), Politico-Economic Models of Macroeconomic Policy, in: T.D. Willet (ed.), *Inflation and the Political Business Cycle*. The Pacific Institute, San Francisco.
- Schumpeter, J.A.* (1950), *Kapitalismus, Sozialismus und Demokratie*. München.
- Simon, H.A.* (1955), A Behavioral Model of Rational Choice. *Quarterly Journal of Economics* 69, 99 - 118.
- Sims, C.A.* (1972), Money, Income, and Causality. *American Economic Review* 62, 540 - 552.
- (1979), A Comment on the Papers by Zellner and Schwert, in: K. Brunner/A.H. Meltzer (eds.), *Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data, and Institutions*. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 10, Amsterdam. 9 - 54.