

Ramser, Hans Jürgen

Working Paper

Anmerkungen zur Theorie politischer Konjunkturzyklen

Diskussionsbeiträge, No. 105

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Ramser, Hans Jürgen (1977) : Anmerkungen zur Theorie politischer Konjunkturzyklen, Diskussionsbeiträge, No. 105, Universität Konstanz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft und Statistik, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/75074>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

FACHBEREICH
WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFT UND STATISTIK
UNIVERSITÄT KONSTANZ

Anmerkungen zur Theorie politischer
Konjunkturzyklen

Hans Jürgen Ramser

Nr. 105

DISKUSSIONSBEITRÄGE

A 9 3839 77
Wirtschaftswiss.
Kiel

D-7750 Konstanz

Postfach 7733

C 79541

Anmerkungen zur Theorie politischer
Konjunkturzyklen

Hans Jürgen Ramser

Nr. 105

November 1977

Diskussionsbeiträge des
Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften
der Universität Konstanz

C 79541

A 9 3839 77
Wirtschaftswissenschaft
K-114

Anmerkungen zur Theorie politischer Konjunkturzyklen

1. Einleitung

Das Interesse an der Hypothese politischer Konjunkturzyklen - d.h. Zyklen ökonomischer Aktivität, die mit oder ohne Absicht durch wirtschaftspolitisches Handeln von Regierungen hervorgerufen werden - dürfte als Folge zunehmender Verbreitung monetaristischer Positionen wachsen. Denn angesichts unbestreitbarer Evidenz von Konjunkturzyklen stellt die Hypothese politischer Verursachung das geradezu notwendige Korrelat der monetaristischen Grundauffassung dar, wonach der private Sektor prinzipiell stabil ist. Im Gegensatz allerdings zum monetaristischen Paradigma, dessen Anhänger sich letztlich auf eine zwar nicht stets relevante, aber doch hochentwickelte mikroökonomische Theorie berufen können, ist die Hypothese politischer Konjunkturzyklen - wie im folgenden ausgeführt werden soll - theoretisch kaum überzeugend abgesichert.

Unter den bereits zahlreichen Beiträgen zum Problem politischer Konjunkturzyklen dominieren mit Abstand rein empirische Analysen. Wie man sich anhand der Literaturübersicht von FREY (1976) schnell überzeugt, existieren überhaupt nur drei Arbeiten, denen bei der Suche nach theoretisch tragfähigen Konzeptionen Aufmerksamkeit geschenkt zu werden braucht. Es handelt sich dabei um Arbeiten von FAIR (1975), NORDHAUS (1975) und McRAE (1977). Ihre Intentionen gehen bei im Prinzip identischer Grundposition im einzelnen allerdings in verschiedene Richtungen. FAIR analysiert die Wahlfunktion in den USA für die zurückliegenden fünf Präsidentschaftswahlen, während NORDHAUS und McRAE bei gegebener Wahlfunktion die Möglichkeiten der Zyklenbildung prüfen. Es liegt daher nahe, von vorn-

herein nur auf die Konzeptionen der zuletzt genannten Autoren abzuheben. Da sich ferner der Ansatz von McRAE nicht grundsätzlich vom NORDHAUS-Modell unterscheidet, kann sich eine kritische Analyse im wesentlichen auf letzteres beschränken¹⁾.

Im folgenden wird zunächst das NORDHAUS-Modell dargestellt und i.S. der von McRAE (1977) vorgetragenen Kritik ergänzt. Sein entscheidendes Resultat ist der Nachweis eines stabilen Arbeitslosen-Inflations-Zyklus, dessen Eigenschaft darin besteht, daß die Arbeitslosenquote zu Beginn der Legislaturperiode - also unmittelbar nach der letzten Wahl - höher liegt als am Ende - also unmittelbar vor der nächsten Wahl. Anschließend wird in mehreren Abschnitten die Robustheit dieser Ergebnisse geprüft, wenn mehr oder weniger marginale, im großen und ganzen aber plausible Annahmenvariationen durchgeführt werden. Dieses Procedere ist als notwendiger, wenn auch kaum hinreichender Test einer Konzeption unverzichtbar, die praktisch auf jegliche mikro-"gesellschaftliche" Begründung verzichtet.

Für ein vorweggenommenes Fazit drängt sich der Vergleich mit keynesianischen Schwingungsmodellen à la SAMUELSON-HICKS auf, deren entscheidendes Merkmal ebenfalls die fehlende Mikro-Basis ist. Hier wie dort führen bereits geringfügige Annahmenvariationen zu teilweise fundamentalen Änderungen der wesentlichen Modellergebnisse. Die im nachhinein gewonnene Einsicht in die Nutzlosigkeit der vielen Verfeinerungen und Erweiterungen, die dem SAMUELSON-HICKS-Modell im Laufe der Zeit zuteil wurden, sollte eine Lehre sein: ohne die Entwicklung einer tragfähigen Mikro-Basis ist eine sinnvolle Einschränkung der Modell- und Resultate-Vielfalt nicht zu erreichen.

1) Beide Autoren gehen von einer (momentanen) Abstimmungs- oder Wahlfunktion aus, deren Argumente Arbeitslosenquote und Inflationsrate der laufenden Periode sind; beide verwenden als ökonomisches Modell das gängige PHILLIPS-Kurven-Paradigma. Die Unterschiede bestehen lediglich im Funktionstyp, der für die Wahlfunktion verwendet wird, und darin, daß NORDHAUS (McRAE) die Zeit als kontinuierliche (diskrete) Variable behandelt.

2. Das NORDHAUS-(N)-Modell

(a) NORDHAUS geht davon aus, daß die Anzahl der Stimmen, die eine Regierung am Wahltag bzw. am Ende der Legislaturperiode $T \in [0, \Theta]$ auf sich vereinigen kann, mit dem Wert folgenden Funktionals

$$(1) \quad W_{\Theta} = \int_0^{\Theta} V[u(t), \pi(t)] e^{\mu t} dt \quad \mu = \text{const.} \geq 0$$

monoton zunimmt; dabei soll für die "momentane" Wahlfunktion $V_i < 0$, $i=1,2$, gelten und V quasi-konkav in $(-u)$ und $(-\pi)$ sein. Hier wie im folgenden bezeichnen u und π Arbeitslosenquote und Inflationsrate.

Zur Begründung von V wird darauf verwiesen, daß die individuelle Beschäftigungssituation (Sicherheit des Arbeitsplatzes) in der Regel mit der aggregierten Arbeitslosenquote variiert und konstante gegenüber steigenden Preisen i.w. wegen der mit inflatorischen Prozessen verbundenen arbiträren Einkommensumverteilung bevorzugt werden. Die für den Zyklus essentielle Eigenschaft von W_{Θ} liegt darin, daß für die Stimmabgabe ausschließlich Erfahrungen der laufenden Legislaturperiode relevant sind (myopisches Wahlverhalten), wobei nur von untergeordneter Bedeutung ist, daß diese Erfahrungen je nach Eintrittsdatum unterschiedliches Gewicht haben können¹⁾.

Neben (1) gehört zum politischen System die Annahme, daß die Regierung die nächste Wahl gewinnen will, d.h. W_{Θ} maximiert. Eine Begründung wird nicht gegeben; möglicherweise wird diese Zielsetzung als absolut selbstverständlich betrachtet²⁾.

1) Für $\mu > 0$ werden gute oder schlechte Erfahrungen mit konstanter Rate "vergessen".

2) Trotz des myopischen Wahlverhaltens ist die Maximierung von W_{Θ} nicht immer gleichzeitig kompatibel mit dem Wunsch, auch die anschließenden Wahlen zu gewinnen. Das kann der Fall sein, wenn z.B. die Funktion V bestimmte Eigenschaften aufweist. Das von NORDHAUS demonstrierte Beispiel erfüllt diese Bedingungen (s.u.).

Mit π^e als erwarteter Inflationsrate besteht das ökonomische System des N-Modells aus folgenden, hinlänglich geläufigen Relationen

$$(2) \quad \pi(t) = f[u(t)] + \lambda \pi^e(t) \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$
$$f' < 0, f'' > 0$$
$$f^{-1}(0) := \bar{u} > 0$$

$$(3) \quad \dot{\pi}^e(t) = \gamma [\pi(t) - \pi^e(t)] \quad \gamma > 0$$

wobei $u(t)$ als unverzögert steuerbar betrachtet wird. (2) und (3) werden von NORDHAUS nicht weiter kommentiert. Sie können bei geeigneter Interpretation als reduzierte Form eines kompletten kurzfristigen makroökonomischen Systems verstanden und sowohl monetaristisch (s. LAIDLER und PARKIN, 1975) wie auch keynesianisch (s. RAMSER, 1976) begründet werden¹⁾.

Die Ermittlung des W_θ maximierenden $u^*(t) \geq 0$ unter Beachtung von (2) und (3) sowie $\pi^e(0) = \pi_0^e$ ist ein Problem der dynamischen Optimierung. NORDHAUS beschränkt sich auf eine Diskussion des folgenden Beispiels

$$(4) \quad v = -u^2 - \beta \pi \quad \beta > 0$$

$$(5) \quad f(u) = \alpha_0 - \alpha_1 u \quad \alpha_0, \alpha_1 > 0$$

und zeigt, daß hier $u^*(\theta) < u^*(0)$. Die Lösung des allgemeinen sowie des speziellen Falles (4) und (5) sind im Anhang wiedergegeben. Zusätzlich zu NORDHAUS wird erstens gezeigt, daß die Arbeitslosenquote bei Zugrundelegung von (4) und (5) im Verlauf des Zyklus progressiv, degressiv oder linear abnimmt, je nachdem

1) Keynesianische und monetaristische Variante unterscheiden sich natürlich in den Annahmen über die Größenordnung von γ und λ . Diese Unterschiede sind für die folgenden Überlegungen nicht bedeutsam.

ob $[\gamma(1-\lambda)-\mu] \geq 0$; zweitens wird der von McRAE (1977) vermißte Stabilitätsbeweis nachgeliefert.

Die in den folgenden Abschnitten vorgetragene Kritik kann bequem an einer Zwei-Perioden-Variante des N-Modells demonstriert werden. Dazu zeigen wir zunächst, daß diese Vereinfachung die o.e. qualitativen Resultate der allgemeineren Version bewahrt. Die Optimierungsaufgabe ist im diskreten Mehrperiodenfall allgemein wie folgt zu schreiben

$$(6) \quad \max W_{\Theta} = \sum_{t=0}^{\Theta} (1+\mu)^t \cdot V(u_t, \pi_t)$$

s.d.

$$\pi_t = f(u_t) + \lambda \pi_t^e$$

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)$$

$$\pi_0^e = \text{gegeben.}$$

Bei Verkürzung auf $\Theta=1$ (Zwei-Perioden-Modell), wobei man die Periode 0 resp. 1 als erste resp. zweite Hälfte der Legislaturperiode interpretieren kann¹⁾, lauten die notwendigen Bedingungen²⁾

$$(7) \quad V_1 [u_0, f(u_0) + \lambda \pi_0^e] + V_2 [u_0, f(u_0) + \lambda \pi_0^e] \cdot f'(u_0) \\ + (1+\mu) \cdot V_2 [u_1, f(u_1) + \lambda \pi_1^e] \cdot \lambda = 0$$

$$(8) \quad V_1 [u_1, f(u_1) + \lambda \pi_1^e] + V_2 [u_1, f(u_1) + \lambda \pi_1^e] f'(u_1) = 0$$

$$(9) \quad \pi_1^e - \pi_0^e = \gamma [f(u_0) - (1-\lambda)\pi_0^e]$$

1) Klarer wäre, wenn die erste Periode auch mit dem Suffix 1 bezeichnet würde. Wegen der besseren Vergleichbarkeit mit dem kontinuierlichen Modell wurde aber die im Text verwendete Bezeichnung vorgezogen.

2) Bei den früher erwähnten Annahmen sind die 2. Bedingungen erfüllt.

Unter Zugrundelegung der Relationen (4) und (5) resultieren daraus zunächst

$$(10) \quad u_1^* = \alpha_1 \beta / 2$$

$$(11) \quad u_0^* = u_1^* \cdot z \quad \text{mit} \quad z := 1 + (1+\mu)\gamma\lambda > 1$$

$$(12) \quad \pi_1^{*e} = \pi_0^e + \gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u_1^* \cdot z - (1-\lambda)\pi_0^e] \quad .$$

Für die Inflationsraten erhält man

$$(13) \quad \pi_0^* = \alpha_0 - \alpha_1 u_1^* z + \lambda \pi_0^e$$

$$(14) \quad \pi_1^* = \alpha_0 - \alpha_1 u_1^* + \lambda [\pi_0^e + \gamma(\alpha_0 - \alpha_1 u_1^* z - (1-\lambda)\pi_0^e)] \quad .$$

Da $z > 1$, gilt offenbar $u_0^* > u_1^*$; da ferner u_0^* und u_1^* kalenderzeitunabhängig sind, handelt es sich um einen von Anfang an stabilen Zyklus. Dagegen ist der Verlauf der Inflationsrate kalenderzeitabhängig qua laufender Veränderung von π_0^e , das nur für den ersten Zyklus exogen ist. Allgemein gilt im T-ten Zyklus

$$(15) \quad \pi_0^e(T) = \pi_0^e(T-1) + \gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u_1^*(T-1) - (1-\lambda)\pi_0^e(T-1)]$$

$$\pi_1^e(T-1) = \pi_0^e(T-1) + \gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u_1^*(T-1) - (1-\lambda)\pi_0^e(T-1)] \quad .$$

Bei kalenderzeitunabhängiger Arbeitslosenquote (s.o.) folgt daraus

$$(15) \quad \pi_0^e(T) = \pi_0^e(T-1) \cdot [1 - \gamma(1-\lambda)]^2 + \gamma(\alpha_0 - \alpha_1 u_0^*) [1 - \gamma(1-\lambda)] + \gamma(\alpha_0 - \alpha_1 u_1^*) \quad .$$

D.h. $\pi_0^{e*}(T)$, $\pi_1^{e*}(T)$ und damit aufgrund von (10) - (14) auch

$\pi_0^*(T)$, $\pi_1^*(T)$ konvergieren für $T \rightarrow \infty$ gegen konstante Werte, sind also langfristig ebenfalls kalenderzeitunabhängig, da

$$(15A) \quad -1 < [1 - \gamma(1 - \lambda)]^2 < 1$$

gilt. Damit beschreibt π^* langfristig ebenfalls einen stabilen Zyklus. Unter Verwendung von $\pi_0^{e*}(\infty)$ und $\pi_1^{e*}(\infty)$ mit $\pi_0^{e*}(\infty) > \pi_1^{e*}(\infty)$ ersieht man aus (13) und (14), daß langfristig $\pi_1^*(\infty) > \pi_0^*(\infty)$. Arbeitslosenquote und Inflationsrate entwickeln sich also langfristig im Zyklus gegenläufig, wobei die Arbeitslosenquote im Verlauf des Zyklus sinkt¹⁾. Auch diese Eigenschaften entsprechen der kontinuierlichen Mehrperioden-Version des N-Modells.

1) Von Anfang an gilt dieses Muster - ohne daß der π^* -Zyklus bereits kalenderzeitunabhängig ist - , sofern $u_1^* < \bar{u} = f^{-1}(0) = \alpha_0/\alpha_1$. Diese Annahme dürfte sinnvoll sein.

3. Wahlfunktion und Zielfunktional

(a) Es wurde einleitend bereits erwähnt, daß für die Annahmen über Wahlfunktion und Zielsetzung der Regierung vorläufig keine entscheidungstheoretische oder "mikro-gesellschaftliche" Begründung zur Verfügung steht. So kann denn auch nur mehr oder weniger nachdrücklich auf Plausibilität verwiesen werden, für die im nachhinein empirische Evidenz reklamiert wird - hart an der Grenze des methodologischen Lapsus, hiermit eine Bestätigung der Hypothesen liefern zu können¹⁾. Über die Plausibilität läßt sich nun allerdings durchaus streiten, und zwar sowohl im allgemeinen wie im einzelnen. Dabei wären unter die allgemeinen Charakteristika der zur Diskussion stehenden Hypothesen etwa die Kurzsichtigkeit der Wahlentscheidung und die Orientierung des Regierungsverhaltens an der Zielsetzung der Maximierung der Stimmenzahl bei der nächstanstehenden Wahl zu rechnen; die speziellen Charakteristika betreffen die Eigenschaften der Wahlfunktion sowie die für die Stimmabgabe relevanten Argumente.

Es liegt auf der Hand, daß eine Abänderung der allgemeinen Prämissen auch im unmodifizierten ökonomischen Modell nur allenfalls zufällig noch die NORDHAUSschen Resultate reproduziert. Wie NORDHAUS selbst bereits ausführt, ist insbesondere die Kurzsichtigkeit des Wahlverhaltens essentiell für das Entstehen von Zyklen. Ähnlich läßt sich unschwer vorstellen, daß die Einführung einer vom Wahlergebnis unabhängigen und insofern diskretionären Zielfunktion der Regierung zu anderen Ergebnissen führt²⁾ - selbst wenn man davon ausgeht, daß nach wie vor Arbeitslosenquote und Inflationsrate die relevanten Argumente sind. Die mehr oder weniger triviale Selbstverständlichkeit, mit der derart substantielle Änderungen von

1) Dies gilt insbesondere für die Untersuchungen von FAIR (1975) zur Kurzsichtigkeit des Wahlverhaltens.

2) Unter diesen Umständen wäre die Wahlfunktion - mit dem Erfordernis, eine ausreichende Stimmenzahl zu erreichen, - Bestandteil der Menge der Nebenbedingungen.

Modellprämissen ergebnisrelevant sind, erübrigt eine Untersuchung im Detail. Das kann natürlich nicht bedeuten, daß über die erwähnten allgemeinen Prämissen nicht durchaus zu diskutieren wäre. Weder die Annahme der Kurzsichtigkeit des Wahlverhaltens noch die Zielsetzung der Stimmenmaximierung können als durchschlagend plausibel gelten. Die Kurzsichtigkeitsannahme widerspricht ebenso jeder mikroökonomischen Tradition einer langfristigen Orientierung einzelwirtschaftlicher ökonomischer Aktivität wie einer Reihe politischer Fakten, z.B. der sich ceteris paribus mit der Länge der Regierungszeit verschlechternden Chancen einer Wiederwahl (z.B. Gesichtspunkt der "Wachablösung"). Die Annahme der Stimmenmaximierung läßt keinerlei Platz für eine eigentliche Motivierung des Wunsches wiedergewählt zu werden. Ohne Zweifel ist die Hypothese sinnvoll, daß Macht für sich genommen eine ausreichende Motivation abgibt. Von Macht allerdings kann bei einer Regierung keine Rede sein, die sämtliche Aktivitäten nur am Ziel der Stimmenmaximierung ausrichtet¹⁾.

(b) Im folgenden sollen also nur noch die o.e. speziellen Charakteristika der Prämissen diskutiert werden. Dabei handelt es sich um Eigenschaften und Argumente der Wahlfunktion. Bleiben wir zunächst bei den Eigenschaften, so fällt auf, daß

1) Ausgangspunkt für eine sinnvolle Alternative bietet u.U. ein Ansatz von FREY und RAMSER (1976). Hiernach wird $0 \leq V(u_t, \pi_t) \leq 1$ als Wahrscheinlichkeit dafür interpretiert, in t wiedergewählt zu werden ($t=0$) bzw. weiterhin über eine ausreichende parlamentarische Mehrheit zu verfügen ($t \neq 0$). Mit $U(\cdot)$ als momentaner Nutzenfunktion der Regierung läßt sich dann der Erwartungsnutzen für eine durchgängig über eine Legislaturperiode im Amt befindlichen Regierung formulieren und als Maximand verwenden. FREY und RAMSER nehmen $U(\cdot)=1$ an. $U(\cdot)$ ist natürlich noch sinnvoll zu spezifizieren, soll dem Eigeninteresse der Regierenden Rechnung getragen werden. Beispiele sind eine einseitige Orientierung an π oder an u ("konservative" oder "sozialistische" Variante).

sowohl NORDHAUS (1975) wie McRAE (1977) bereits von speziellen Funktionstypen ausgehen¹⁾ - anstatt in üblicher theoretischer Vorgehensweise über die Vorzeichen der ersten Ableitungen hinaus zunächst nur abnehmende Grenzzraten der Substitution (Quasi-Konkavität) zu verlangen. Diese Analyse soll im folgenden kurz nachgeholt werden. Sie läuft im Zwei-Perioden-Fall und unter Beibehaltung des ökonomischen Modells (2) und (3) bei linearem Ansatz für $f(u)$ nach (4) auf die Maximierung folgenden LAGRANGE-Ausdrucks $L(\cdot)$ hinaus, wobei $V_i < 0$, $i=1,2$, $V(\cdot)$ quasi-konkav und π_0^e gegeben ist.²⁾

$$(16) \quad L(u_0, u_1, \pi_1^e, p) = V[u_0, \alpha_0 - \alpha_1 u_0 + \lambda \pi_0^e] \\ + (1+\mu) V[u_1, \alpha_0 - \alpha_1 u_1 + \lambda \pi_1^e] \\ - p [\pi_1^e - \pi_0^e - \gamma(\alpha_0 - \alpha_1 u_0 - (1-\lambda)\pi_0^e)] .$$

Die (7)-(9) entsprechenden ersten Bedingungen folgen daraus mit

$$(17) \quad L_{u_0} = V_{u_0} - \alpha_1 V_{\pi_0} - p \gamma \alpha_1 = 0$$

$$(18) \quad L_{u_1} = (1+\mu) (V_{u_1} - \alpha_1 V_{\pi_1}) = 0$$

$$(19) \quad L_{\pi_1^e} = (1+\mu) \cdot \lambda \cdot V_{\pi_1} - p = 0$$

$$(20) \quad L_p = - [\pi_1^e - \pi_0^e - \gamma (\alpha_0 - \alpha_1 u_0 - (1-\lambda)\pi_0^e)] = 0 .$$

Die zweiten Bedingungen sind erfüllt, wenn

1) Im Unterschied zum in (4) wiedergegebenen Ansatz von NORDHAUS (1975) postuliert McRAE (1977) eine auch in π quadratische Wahlfunktion. Dieser Funktionstyp spielt zwar als quadratische Verlustfunktion im Rahmen normativer Fragestellungen eine gewisse Rolle (quantitative Wirtschaftspolitik), ist aber für ein erklärendes Modell genauso arbiträr wie (4).

2) Der LAGRANGE-Multiplikator ist mit p bezeichnet.

$$(21) \quad \Delta' := \begin{vmatrix} L_{u_0 u_0} & L_{u_0 u_1} & -\gamma \alpha_1 \\ L_{u_1 u_0} & L_{u_1 u_1} & 0 \\ -\gamma \alpha_1 & 0 & 0 \end{vmatrix} > 0 \quad \Delta'' := \begin{vmatrix} L_{u_0 u_0} & L_{u_0 u_1} & L_{u_0 \pi_1^e} - \gamma \alpha_1 \\ L_{u_1 u_0} & L_{u_1 u_1} & L_{u_1 \pi_1^e} & 0 \\ L_{\pi_1^e u_0} & L_{\pi_1^e u_1} & L_{\pi_1^e \pi_1^e} & -1 \\ -\gamma \alpha_1 & 0 & -1 & 0 \end{vmatrix} < 0$$

wobei $\Delta' > 0$ zu $L_{u_1 u_1} < 0$ führt. Ihre Gültigkeit ist unter den erwähnten Annahmen über die Eigenschaften von $V(\cdot)$ sowie die Eigenschaften der Nebenbedingung gesichert.

Substituiert man p in (17) mit Hilfe von (19) und anschließend in (17) und (18) π_1^e mit Hilfe von (20), so erhält man zwei simultane Gleichungen für die optimalen Arbeitslosenquoten in beiden Perioden in Abhängigkeit von π_0^e , allgemein also

$$(22) \quad \begin{aligned} u_0^* &= \Phi_0(\pi_0^e) \\ u_1^* &= \Phi_1(\pi_0^e) \end{aligned} .$$

Um die für das Ergebnis entscheidenden Eigenschaften der Beziehungen (22) zu eruieren, werden (17) - (19) total differenziert und nach du_0^* und du_1^* gelöst. Die Differentiation zunächst ergibt

$$(23) \quad \begin{bmatrix} du_0^* \\ du_1^* \\ d\pi_1^{e*} \\ dp^* \end{bmatrix} = [\Delta'']^{-1} \cdot \begin{bmatrix} -L_{u_0 \pi_0^e} d\pi_0^e \\ 0 \\ 0 \\ -[1-\gamma(1-\lambda)]d\pi_0^e \end{bmatrix} .$$

Hieraus folgt erstens

$$(24) \quad \Delta'' \cdot \frac{du_0^*}{d\pi_0^e} = L_{u_0 \pi_0^e} L_{u_1 u_1} - \gamma \alpha_1 [1 - \gamma(1 - \lambda)] \cdot \Delta'''$$

$$\Delta''' := \begin{bmatrix} L_{u_1 u_1} & L_{u_1 \pi_1^e} \\ L_{\pi_1^e u_1} & L_{\pi_1^e \pi_1^e} \end{bmatrix}$$

Offenbar ist über das Vorzeichen von $du_0^*/d\pi_0^e$ ohne weitere Annahmen nichts auszusagen. Man könnte beispielsweise unterstellen, daß $V(\cdot)$ additiv separabel ist, d.h. $V_{u\pi} = 0$ gilt. Unter diesen Umständen folgt aus der Annahme der Quasi-Konkavität $V_{uu}, V_{\pi\pi} < 0$; ferner wird (24) zu

$$(24)' \quad \Delta'' \cdot \frac{du_0^*}{d\pi_0^e} = -\alpha_1 \lambda (1 + \mu) \left\{ V_{\pi_0 \pi_0} V_{u_1 u_1} + [1 - \gamma(1 - \lambda)] \cdot \gamma \lambda (1 + \mu) \cdot (V_{\pi_1 \pi_1} V_{u_1 u_1} - V_{\pi_1 \pi_1}^2 \alpha_1^2) \right\}$$

Auch damit läßt sich also lediglich feststellen, daß

$$\Phi_0' := \frac{du_0^*}{d\pi_0^e} \geq 0 \quad \text{für} \quad V_{u_1 u_1} / V_{\pi_1 \pi_1} \geq \alpha_1^2 \quad (\text{hinreichend}).$$

Zweitens findet man für das Verhalten von u_1^* entsprechend

$$(25) \quad \Delta'' \cdot \frac{du_1^*}{d\pi_0^e} = L_{u_1 \pi_1^e} \left\{ [1 - \gamma(1 - \lambda)] L_{u_0 u_0} + \gamma \alpha_1 L_{u_0 \pi_0^e} \right\}$$

Mit $V_{u\pi} = 0$ vereinfacht sich dieser Ausdruck zu

$$(25)' \quad \Delta'' \cdot \frac{du_1^*}{d\pi_0^e} = -\alpha_1 \lambda (1 + \mu) V_{\pi_1 \pi_1} \left\{ [1 - \gamma(1 - \lambda)] V_{u_0 u_0} - \gamma \alpha_1^2 \lambda V_{\pi_0 \pi_0} \right\}$$

Da $V_{\pi_1 \pi_1} < 0$, gilt also - und mehr läßt sich bei den bisherigen Annahmen nicht sagen -, daß $\Phi_1' := \frac{du_1^*}{d\pi_0^e} \geq 0$ für

$$V_{u_0 u_0} / V_{\pi_0 \pi_0} \geq \alpha_1^2 \gamma \lambda / [1 - \gamma(1 - \lambda)].$$

Um zu eindeutigen Ergebnissen zu gelangen, müssen offenbar restriktivere Annahmen getroffen werden. Eine weitere Konkretisierung i.S. einer quadratischen Verlustfunktion läßt offenbar die Aussage zu, daß die Relationen (22) linearen Verlauf aufweisen und daher allenfalls einen Schnittpunkt im nicht-negativen Bereich haben können; es ist aber weiterhin offen, ob beide ansteigen, fallen oder ihre Steigung ein unterschiedliches Vorzeichen aufweist. Erst die Konkretisierung von NORDHAUS oder etwas allgemeiner: die Annahme, daß eine der zweiten Ableitungen verschwindet, führt zu einer eindeutigen Aussage, nämlich der, daß u_0^* und u_1^* unabhängig von π_0^e sind¹⁾ und $u_0^* > u_1^*$ gilt.

Da das ökonomische Modell unverändert übernommen wurde, gilt für $\pi_0^e(T)$ wie früher (15)', wobei $u_0^*(T-1)$ und $u_1^*(T-1)$ allerdings nicht konstant, sondern gemäß (22) Funktionen von $\pi_0^e(T-1)$ sind. Linearisiert man (22) im steady-state, so ist der Zyklus stabil, wenn

$$(26) \quad -1 < [1 - \gamma(1 - \lambda)]^2 - \alpha_1 \gamma (\phi_0' + \phi_1') < 1$$

Bei positiver (negativer) Abhängigkeit der Arbeitslosenquote von der Inflationserwartung besteht die Möglichkeit zyklischen Verlaufs mit zunehmender Amplitude (permanent zunehmender Inflationserwartung). Fig. 1 erklärt, daß auch bei Konvergenz

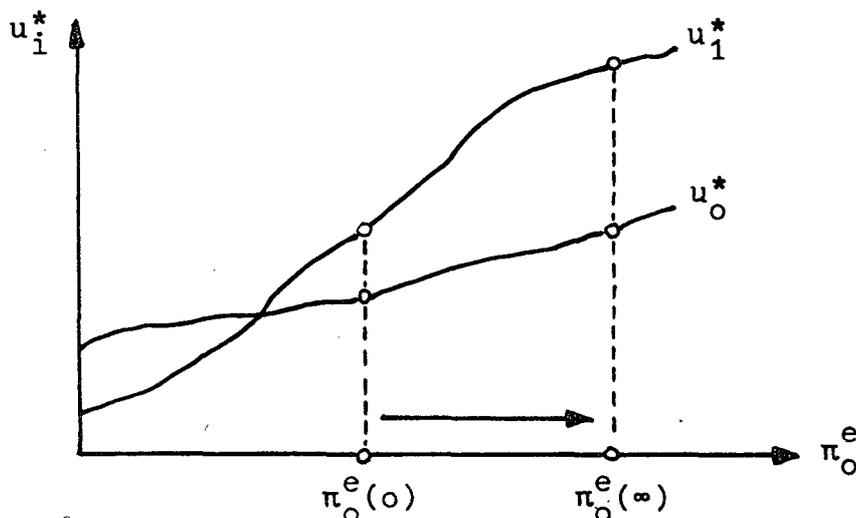


Fig. 1

1) Die NORDHAUSSche Annahme bedeutet $V_{\pi\pi} = 0$; damit sind die rechten Seiten von (24)' und (25)' gleich Null.

weder in den frühen Zyklen noch im steady-state stabiler Zyklen $u_0^* > u_1^*$ einzutreten braucht.

Schließlich ist darauf aufmerksam zu machen, daß bisher von zeitlichen Interdependenzen der momentanen Wahlfunktion abgesehen wurde. Eine diesbezügliche Modifikation führt zu einer weiteren Erschwerung für die Ableitung eindeutiger Ergebnisse¹⁾. Dieser Sachverhalt kann unschwer anhand eines einfachen multiplikativen, i.S. von FREY und RAMSER (1976) begründbaren Ansatzes demonstriert werden. Angenommen, die Wahlfunktion des Zwei-Perioden-Modells sei

$$(27) \quad W = V(u_0, \pi_0) + V(u_0, \pi_0) \cdot V(u_1, \pi_1) .$$

Bei Zugrundelegung des NORDHAUSschen Beispiels, d.h. der Beziehungen (4) und (5), lauten die notwendigen Bedingungen folgendermaßen

$$(28) \quad A^* \cdot (2u_0^* + \alpha_1 \beta) + B^* \cdot \beta \lambda \alpha_1 = 0$$

$$(29) \quad B^* \cdot (-2u_1^* + \alpha_1 \beta) = 0$$

$$\text{mit } A^* := 1 - u_1^{*2} - \beta(\alpha_0 - \alpha_1 u_1^* + \lambda \pi_1^e)$$

$$B^* := -u_0^{*2} - \beta(\alpha_0 - \alpha_1 u_0^* + \lambda \pi_0^e)$$

$$\pi_1^e = \pi_0^e + \gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u_0^* - (1-\lambda)\pi_0^e] .$$

Aus den zweiten Bedingungen resultieren $B^* > 0$ sowie

$\gamma \alpha_1 \beta \lambda \cdot (2u_0^* + \alpha_1 \beta) - A^* < 0$. Unter Verwendung von (28) bedeutet letzteres $A^* > 0$. Damit gelten im Optimum

$$(30) \quad u_1^* = \alpha_1 \beta / 2$$

$$(31) \quad u_0^* = g(\pi_0^e) > u_1^* ,$$

1) Ob die Prämisse zeitlicher Unabhängigkeit auf dem Hintergrund myopischen Wahlverhaltens weniger oder besonders gravierend ist, dürfte schwer zu beurteilen sein.

wobei (31) aus (28) folgt, wenn u_1^* nach (30) substituiert wird. Durch implizite Ableitung weist man nach, daß $du_0^*/d\pi_0^e > 0$.

Die Bedingung für die Stabilität des Zyklus lautet hier

$$(32) \quad -1 < [1 - \gamma(1 - \lambda)]^2 - \alpha_1 \gamma \cdot du_0^*/d\pi_0^e < 1 .$$

Der rechte Teil von (32) ist gesichert, der linke nicht. Damit läßt sich als Ergebnis festhalten, daß wie im einfachen Modell die Arbeitslosenquote zu Beginn des Zyklus höher liegt als am Ende. Es läßt sich aber mit gleichen Annahmen nicht mehr bereits auch die Stabilität des Zyklus beweisen.

(c) Neben ihren funktionalen Eigenschaften ist besonders die Frage der "richtigen" Argumente der Wahlfunktion völlig offen. Es wurde schon oben bei der Wiedergabe des N-Modells darauf aufmerksam gemacht, daß vor allem die Begründung der Inflationsrate als Argument der Wahlfunktion problematisch ist. Sicher darf man vermuten, daß mit der Inflation verbundene arbiträre Verteilungswirkungen kaum präferiert werden; derartige Verteilungswirkungen sind aber bekanntlich zwangsläufig nur mit unerwarteten Preissteigerungen verbunden. Die Inflationsrate selbst ist verteilungsmäßig irrelevant, wenn sie korrekt antizipiert und voll in sämtliche Kontrakte inkalkuliert ist. Insofern ist es bei weitem sinnvoller, in die Wahlfunktion als Argument nicht die Inflationsrate selbst, sondern die Differenz zwischen tatsächlicher und erwarteter Inflationsrate einzusetzen. Mit der momentanen Wahlfunktion

$$(33) \quad V = -u^2 - \beta(\pi - \pi^e)$$

anstelle von (4) und im übrigen gleichen Annahmen wie im

Zwei-Perioden-N-Modell errechnet man schnell, daß nach wie vor zwar (10), d.h. $u_1^* = \alpha_1 \beta / 2$, dagegen anders als (11) hier

$$(34) \quad u_0^* = u_1^* [1 - (1+\mu)(1-\lambda)\gamma\beta] < u_1^*$$

gilt. Bei unveränderter Stabilität des Zyklus wird also das eigentlich entscheidende Resultat des N-Modells geradezu auf den Kopf gestellt¹⁾.

In der Wahlfunktion könnte man ferner die Zuwachsrate des Reallohnsatzes vermissen. Da es sich um einen kurzfristigen Ansatz handelt, kann es hier nur um Abweichungen vom Trend gehen. Man kann annehmen, daß diese Abweichungen positiv korreliert sind mit den Trendabweichungen der Produktivitätszuwachsrate q_t . Diese wiederum könnte man i.S. des OKUN-Law als linear abhängig von der Veränderung der Arbeitslosenquote ansehen, beispielsweise

$$(35) \quad q_t = -a \cdot (u_t - u_{t-1}) \quad a = \text{const.} > 0$$

wobei für die USA in der Regel von $a \approx 3,0$ ausgegangen wird (s. GORDON, 1977). Bei unverändertem ökonomischen Modell führt eine Berücksichtigung von q_t in der Wahlfunktion dazu, daß das Wahlergebnis grundsätzlich auch von der Arbeitslosenquote am Ende des letzten Zyklus bestimmt ist.

Bezeichnenderweise ist nun auch hier wieder von ausschlaggebender Bedeutung, in welcher Weise q_t konkret in die Wahlfunktion eingeht. Bei linearem Einfluß, also einer Veränderung der NORDHAUSSchen Funktion zu beispielsweise

$$(36) \quad V = -u^2 - \beta_0 \pi - \beta_1 (u - u_{-1})$$

1) Kein grundsätzlicher Unterschied ergibt sich dagegen, wenn in $V(\cdot)$ das Argument π einfach durch π^e ersetzt wird. Die Arbeitslosenquote ist einfach insgesamt geringer und im Wahlzeitpunkt gleich Null. Gegen π^e als Argument spricht - wenn Verteilungswirkungen zur Diskussion stehen - dasselbe wie gegen π .

bleiben u_0^* und u_1^* nach wie vor im Zeitablauf konstant. Es gilt auch weiterhin $u_0^* > u_1^*$, wobei der Unterschied plausiblerweise stärker ausgeprägt ist als für $\beta_1 = 0$. Dagegen würden erhebliche Änderungen resultieren, wenn auch die Differenz der Arbeitslosenquoten quadratischen Einfluß hat, die momentane Wahlfunktion also statt (36) beispielsweise

$$(37) \quad V = -u^2 - \beta_0 \pi - 0.5\beta_1(u - u_{-1})^2$$

lautet. Die notwendigen Bedingungen für die erste Legislaturperiode lauten¹⁾

$$(38) \quad u_0^* = \frac{\left\{ \alpha_1 \beta_0 [1 + (1+\mu)\gamma\lambda] + u_{-1} \beta_0 + (1+\mu)\beta_1 u_1^* \right\}}{[2 + \beta_1(2+\mu)]}$$

$$(39) \quad u_1^* = (\alpha_1 \beta_0 + \beta_1 u_0^*) / (2 + \beta_1) \quad .$$

Das für die (x+1)-te Legislaturperiode relevante u_{-1} entspricht dem u_1^* der x-ten Legislaturperiode. Zur Diskussion von (38) und (39) kann man daher so vorgehen, daß zunächst (38) in (39) zur Substitution von u_0^* verwendet wird; anschließend wird die zeitliche Entwicklung von u_1^* bei zunehmender Zahl abgelaufener Legislaturperioden untersucht, und es werden die Stabilitätsbedingungen geprüft; unter der Annahme der Stabilität des Zyklus vergleicht man schließlich die steady-state-Werte für u_0^* und u_1^* .

Der erste Schritt führt zu

$$(40) \quad u_1^* = A \cdot \frac{\alpha_1 \beta_0}{2} + B \cdot u_{-1}$$

mit $A := \left\{ 2 + \beta_1(2+\mu) + \beta_1 [1 + (1+\mu)\gamma\lambda] \right\} \cdot z$,

$B := \beta_1 \beta_0 / 2$, $z := [2 + \beta_1(2+\mu) + \beta_1^2 / 2]^{-1}$.

1) Die zweiten Bedingungen sind hier wie im vorangehenden Fall erfüllt.

In der T-ten Legislaturperiode gilt dann

$$(40)' \quad u_1^*(T) = A \cdot \frac{\alpha_1 \beta_0}{2} + B \cdot u_1^*(T-1) .$$

Dieser Prozeß ist stabil, sofern $-1 < B < 1$. Da B positiv ist, ist nur $B < 1$ kritisch. Wenn man annimmt, daß $\beta_1 \geq \beta_0$, ist $B < 1$ gewährleistet (hinreichend). Unter diesen Umständen resultiert

$$(41) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} u_1^*(T) = \frac{\alpha_1 \beta_0}{2} \cdot \frac{A}{1-B}$$

mit $A/(1-B) > 1$, sofern $[1 + (1+\mu)\gamma\lambda] > (\beta_1 - \beta_0)/2$.

Aus (39) folgt

$$(42) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} u_0^*(T) = \lim_{T \rightarrow \infty} u_1^*(T) + \frac{\alpha_1 \beta_0}{2} \left(\frac{A}{1-B} - 1 \right) .$$

Man sieht sofort, daß $A/(1-B) > 1$ die Bedingung dafür ist, daß im Verlauf des Zyklus die Arbeitslosenquote sinkt. Da mit $A/(1-B) > 1$ der Koeffizient β_1 nach oben und durch die Konvergenzbedingung $B < 1$ nach unten beschränkt ist, sind die NORDHAUSSchen Resultate offenkundig nicht allgemein mit der Einbeziehung des OKUN-Effekts vereinbar.

(d) Es bedarf kaum sonderlicher Phantasie, um sich weitere Modifikationen auszudenken, die zu "atypischen" Verläufen führen können. Beispielsweise könnte man argumentieren, daß gewisse Parameter der Wahlfunktion, die eben nur als surrogate Nutzenfunktion zu verstehen ist, einer systematischen Veränderung aufgrund eines Lernprozesses unterliegen¹⁾.

Immerhin sei hier noch ausdrücklich auf den Umstand aufmerksam gemacht, daß bei Unsicherheit und Risikoaversion bereits unter

1) In diesem Zusammenhang könnte man an eine systematische Verringerung des Inflationseinflusses denken, die letztlich zu einer lediglich an der Arbeitslosenquote orientierten Wahlentscheidung führt. Damit ist natürlich der Zyklus beseitigt.

den Voraussetzungen des N-Modells grundsätzliche Veränderungen vorstellbar sind. Angenommen, die Stimmzahl sei eine stochastische Variable und resultiere im Zwei-Perioden-Ansatz aus

$$(43) \quad W = (1+\epsilon) \cdot [V(u_0, \pi_0) + (1+\mu) \cdot V(u_1, \pi_1)]$$

mit $\epsilon = N(0, \sigma_\epsilon^2)$.

Sofern die Regierung risikoavers ist, ist auch dann, wenn $V(\cdot)$ - wie bei NORDHAUS - linear ist, der Maximand nicht mehr linear. Das bedeutet nach den voranstehenden Ausführungen, daß u_0^* und u_1^* Funktionen von π_0^e sind. Damit besteht die Möglichkeit gänzlich anderer Ergebnisse als im N-Modell.

4. Das ökonomische Modell

(a) Ähnlich wie für den Maximanden sind auch für das ökonomische System zahlreiche Modifikationen denkbar, die mehr oder weniger starke Auswirkungen auf das Modellergebnis haben. Beispielsweise würde eine Überlagerung der PHILLIPS-Kurve mit einer exogenen Schwingung¹⁾ je nach Ansatz zu beliebigen Abläufen führen können. In der Summe können sich ökonomische plus politische Schwingungen gegenseitig verstärken oder mehr oder weniger stark kompensieren. Dies ist in Anhang im Anschluß an die Darstellung des N-Modells demonstriert. Von einer empirischen Evidenz zugunsten oder gegen irgendeine Hypothese kann keine Rede mehr sein.

Aber auch ohne derartige, eher keynesianisch geprägte Vorstellungen von den Ergebnissen einer sich selbst überlassenen Wirtschaft, können durchaus "systemkonforme" Modifikationen zu substantiellen Änderungen der Ergebnisse führen. Ein Beispiel dafür ist die Annahme stochastischer Zusammenhänge. So wäre zweifellos sehr sinnvoll, statt der in (2) unterstellten deterministischen Steuerbarkeit der Arbeitslosenquote davon auszugehen, daß der Transmissionskoeffizient der wirtschaftspolitischen Maßnahme eine stochastische Variable ist. Im allgemeinen hat man sich (2) und (3) um

$$(44) \quad \dot{u}(t) = -\delta(m-\pi) \quad \delta \geq 0$$

ergänzt vorzustellen, wobei m die Zuwachsrate der Geldmenge darstellt. Im deterministischen Fall, d.h. δ ist mit Sicherheit bekannt, konnte auf eine explizite Erwähnung verzichtet werden, da (44) lediglich - als Appendix - die (optimale) u^* -Politik in eine entsprechende m^* - resp. Geldmengenspolitik "übersetzt". Wenn dagegen δ eine stochastische Variable ist, dann sind z.B.

1) Zur Begründung könnte auf irgendeinen der zahlreichen Schwingungsansätze zurückgegriffen werden - was nicht heißt, daß dies sonderlich sinnvoll sein muß.

bei NORDHAUSScher Wahlfunktion bereits für die Annahme linearer Risikopräferenz höhere Momente der Wahrscheinlichkeitsdichte von δ für die Entscheidung über die optimale Politik relevant. Damit besteht die Möglichkeit einer weiteren Auffächerung der Resultate.

Im Zwei-Perioden-Modell beispielsweise laute die diskrete stochastische Variante von (44) für die erste Periode

$$(45) \quad u_0 - u_{-1} = -\delta \cdot (1 + \epsilon_0) \cdot (m_{-1} - \pi_{-1})$$

mit $\epsilon_0 = N(0, \sigma_0^2)$
 $\delta > 0$,

so daß

$$(46) \quad E(u_0) - u_{-1} = -\delta(m_{-1} - \pi_{-1}) .$$

Die von der Regierung eingeschlagene Wirtschaftspolitik, die konkret in der Festlegung der Zuwachsrates der Geldmenge besteht, läßt sich als eine Politik der Festlegung von $E(u_0)$ darstellen; durch Substitution von m_{-1} in (45) durch (46) erhält man

$$(47) \quad u_0 = E(u_0) (1 + \epsilon_0) - \epsilon_0 u_{-1} .$$

Entsprechend gilt für die zweite Periode

$$(48) \quad u_1 = E(u_1) (1 + \epsilon_1) - \epsilon_1 u_0 \quad \text{mit} \quad \epsilon_1 = N(0, \sigma_1^2) ,$$

wobei $E(u_1)$ als Entscheidungsvariable der Regierung interpretiert werden kann.

Mit u_0 und u_1 als stochastischen Variablen nach (47) und (48) ist die im Wahlzeitpunkt realisierte Stimmenzahl ebenfalls eine stochastische Variable. Angenommen, es gilt als Wahlfunktion

$$(49) \quad V_t = -u_t^2 - \beta \pi_t, \quad ,$$

so erhält man für die Stimmenzahl

$$(50) \quad W_1 = -u_0^2 - \beta(\alpha_0 - \alpha_1 u_0 + \lambda \pi_0^e) \\ + (1+\mu) \left\{ -u_1^2 - \beta [(\alpha_0 - \alpha_1 u_1) + \lambda \gamma (\alpha_0 - \alpha_1 u_0)] \right. \\ \left. - \beta \lambda [1 - \gamma(1-\lambda)] \pi_0^e \right\} .$$

Dabei gilt für u_0 unmittelbar (47); für u_1 erhält man aus:
(48)

$$(51) \quad u_1 = E(u_1) (1+\epsilon_1) - \epsilon_1 \cdot [E(u_0) (1+\epsilon_0) - \epsilon_0 u_{-1}] .$$

Damit ist W_1 allgemein eine Funktion der Entscheidungs- resp. Steuerungsvariablen $E(u_0)$ und $E(u_1)$ sowie der stochastischen Variablen ϵ_0 und ϵ_1 .

Sofern die Regierung nicht risikoneutral ist, sind unabhängig von den konkreten Eigenschaften der Wahlfunktion - sofern nur die Argumente unverändert bleiben - grundsätzlich Varianzen und Kovarianzen von ϵ_0 und ϵ_1 für die Höhe von $[E(u_0)]^*$ und $[E(u_1)]^*$ und damit auch für den tatsächlichen Verlauf von u_t verantwortlich. Entscheidend für unsere Argumentation ist indessen, daß auch im Falle linearer Risikopräferenz Varianzen und Kovarianzen für die Entscheidung von Bedeutung sind. Aus (5) ist unmittelbar ersichtlich, daß $E(W_1)$ eine Funktion von $E(u_0)$, $E(u_1)$, σ_0^2 , σ_1^2 sowie $\text{cov}(\epsilon_0, \epsilon_1)$ ist. Damit läßt sich nicht grundsätzlich ausschließen, daß $E(u_0) < E(u_1)$. Es kann allerdings gezeigt werden, daß dieses Ergebnis nicht eintreten kann, wenn ϵ_0 und ϵ_1 voneinander unabhängig sind, d.h. $\text{cov}(\epsilon_0, \epsilon_1) = 0$ ist, und sich das System im steady-state bei realisierten Erwartungswerten befindet.

(b) Die bisherigen Überlegungen zum ökonomischen Modell bezogen sich auf die PHILLIPS-Kurve bzw. den Charakter des Trade-off. Ein weiterer Ansatzpunkt kritischer Modifikation ist die angenommene Form der Erwartungsbildung. Im Prinzip ist nicht einzusehen, warum nicht der private Sektor aufgrund des gleichen ökonomischen Modells disponieren sollte wie die Regierung. Anders ausgedrückt: warum sollten Erwartungen hier - d.h. bei derart simpler Struktur - nicht rational gebildet werden. Rationale Erwartungen implizieren (s. RAMSER, 1976)

$$(52) \quad \pi^e = E(\pi) = E[f(u) + \lambda \pi^e] ,$$

d.h. $\pi^e = f(u)/(1-\lambda)$. In den Trade-off eingesetzt resultiert $\pi = f(u)/(1-\lambda)$. Das bedeutet, daß man sich stets auf dem sog. langfristigen Trade-off befindet. In Verbindung mit der NORDHAUSSchen Wahlfunktion lautet das Ergebnis der Optimierung $u_0^* = u_1^* = \alpha_1 \beta / 2(1-\lambda)$. Der Zyklus verschwindet also, und die Arbeitslosenquote liegt jetzt durchweg höher als früher im Wahlzeitpunkt¹⁾.

Nun ist die Plausibilität der Annahme rationaler Erwartungen durchaus strittig. Adaptive Erwartungen andererseits erfüllen in diesem Modell nicht einmal die Mindestanforderung einer "Daumenregel", nämlich asymptotisch korrekt zu sein (s. RAMSER, 1976). Eine im Vergleich mit (52) "schwächere" Annahme könnte darin bestehen, daß $\pi^e(t)$ irgendwie exogen erzeugt wird - etwa durch die Erfahrung des letzten Zyklus bestimmt ist. Unter diesen Umständen ergibt die Optimierung einfach $u_0^* = u_1^* = \alpha_1 \beta / 2$; der Zyklus verschwindet also auch hier.

1) Ob sie unterhalb der früheren Arbeitslosenquote zu Beginn des Zyklus liegt, hängt von μ und γ ab.

5. Schlußfolgerungen

Die voranstehenden Ausführungen verdeutlichen zur Genüge, daß stabile politische Konjunkturzyklen bei im Verlaufe der Legislaturperiode abnehmender Arbeitslosenquote nur unter äußerst speziellen Bedingungen aus einem Modellansatz folgen, der aus einer Verbindung eines monetaristischen makroökonomischen Systems mit der Annahme seiner Steuerung unterdem Gesichtspunkt der Stimmenmaximierung besteht. Daß dieser Ansatz eine Erklärung tatsächlich beobachteter Zyklen liefern kann, ist daher ernsthaft kaum zu behaupten. Da alternative Konzepte bisher nicht zur Verfügung stehen, kann man kaum umhin, den vorliegenden empirischen Studien den Vorwurf theorielooser Messung zu machen.¹⁾

Nun wären allerdings auch dann Bedenken am Platz, wenn sich die NORDHAUSSchen Ergebnisse insgesamt als robuster erwiesen hätten. Dafür sind die grundsätzlichen Mängel der zur Diskussion stehenden Konzeption eines politisch-ökonomischen Systems einfach zu augenfällig. Angesichts der Realität muß man Vorbehalte gegenüber einem Modell anmelden, in dem aktives Handeln allein Sache einer zielkonsequent operierenden Regierung ist, während der Rest der "Gesellschaft" nur mehr eine reaktive Rolle spielt. Unabhängig davon, daß man gelegentlich der Meinung sein kann, daß die genau spiegelbildliche These besser trifft, ist die Realität aber zweifellos eher "oligopolistischer" als "monopolistischer" Struktur. Und natürlich stellt sich aus einer Reihe von Gründen - nicht zuletzt bei föderalistischer Struktur des Staatswesens - die Frage, ob ein eindeutiges Regierungsziel überhaupt existiert. Die Klärung dieser Sachverhalte ist für eine Theorie von essentieller Bedeutung, die es mit singulären Entscheidungsträgern zu tun hat, also nicht darauf vertrauen kann, daß eventuelle Anomalitäten gewissermaßen im Aggregat verschwinden.

Der unbefriedigende Stand der Theorie politischer Konjunkturzyklen wird sich allerdings nicht nennenswert verbessern lassen, wenn man nicht zu einer weitestgehenden Revision der Modell-

1) Vgl. auch FREY (1976).

grundlagen bereit ist. Mit Sicherheit ist durch plausible "Nachbesserungen" in der einen oder anderen Richtung kaum viel zu gewinnen¹⁾: es wird weiterhin Plausibilität gegen Plausibilität stehen. Der eigentliche Fehler der Konzeption liegt in der fehlenden individuellen Theorie simultanen politischen und ökonomischen Handelns bei Ausdehnung der Liste individueller Akteure auf partei- und verbandspolitische Institutionen. Erst auf einer solchen Grundlage könnten seriöse Spekulationen über die Funktionsweise des unter diesen Umständen von vornherein integrierten politisch-ökonomischen Systems angestellt werden. Eine derartige Analyse dürfte erhebliche Schwierigkeiten mit sich bringen, und man versteht, daß in den hier kritisierten ersten Arbeiten der Versuch gemacht wird, unter Umgehung einer entscheidungstheoretischen Fundierung durch bloßes Plausibilitätskalkül bereits zu Aussagen zu gelangen. Die Ergebnisse sollten aber deutlicher Hinweis darauf sein, daß dieser Weg nicht weiterführt.

1) Zu einer stärkeren Verzahnung von politischem und ökonomischen System würde bereits die in der Theorie der Wirtschaftspolitik geläufige Annahme führen, daß die wirtschaftspolitische Maßnahme per se als lästig empfunden wird.

ANHANG: Das NORDHAUSsche Modell (einschl. Erweiterungen)¹⁾

(a) Die im Text erläuterten Hypothesen des N-Modells führen zu folgendem Maximierungsproblem²⁾

$$(1) \quad \max_{u(t) \geq 0} W_{\Theta} = \int_0^{\Theta} V[u(t), \pi(t)] e^{\mu t} dt$$

$$\mu \geq 0$$

$$V_i > 0, \quad i=1,2$$

$$V: \text{quasi-konkav}$$

s.d.

$$\pi(t) = f[u(t)] + \lambda \pi^e(t) \quad f' < 0, \quad f'' > 0$$

$$\dot{\pi}^e(t) = \gamma [\hat{\pi}(t) - \pi^e(t)] \quad f^{-1}(0) > 0$$

$$\pi^e(0) = \pi_0^e \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

$$\gamma > 0$$

Man erhält folgenden HAMILTONschen Ausdruck³⁾

$$(2) \quad H = e^{\mu t} \left\{ \dot{V}[u, f(u) + \lambda \pi^e] + p \cdot \gamma [f(u) - (1-\lambda)\pi^e] \right\} .$$

Aufgrund des Maximumprinzips muß eine optimale Politik folgende Bedingungen erfüllen, wenn man annimmt, daß keine Randlösungen vorkommen:

$$(3)' \quad \partial H / \partial u^* = e^{\mu t} [V_1(\cdot) + V_2(\cdot) f'(u^*) + p^* \gamma f'(u^*)] = 0$$

$$(4)' \quad d(p^* e^{\mu t}) / dt = - \partial H / \partial \pi^e = e^{\mu t} [V_2(\cdot) \lambda - p^* \cdot \gamma (1-\lambda)]$$

1) Die Ausführungen von NORDHAUS beschränken sich auf die Lösung des Beispiels unter (b) ohne die Überlegungen zur Stabilität des Zyklus.

2) Formeln und Figuren im Anhang sind separat nummeriert.

3) Sofern Mißverständnisse auszuschließen sind, wird der Zeitindex im folgenden unterdrückt.

$$(5) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} p^*(t) = 0$$

$$(6) \quad \dot{\pi}^{e^*} = \gamma [f(u^*) - (1-\lambda)\pi^{e^*}]$$

$$(7) \quad \pi^e(0) = \pi_0^e$$

Beziehungen (3)' und (4)' lassen sich wie folgt schreiben:

$$(3) \quad -V_1(\cdot)/V_2(\cdot) = f'(u^*) [1 + p^*\gamma/V_2(\cdot)]$$

$$(4) \quad \dot{p}^* = -V_2(\cdot)\lambda + p^* \cdot [\gamma(1-\lambda) - \mu]$$

Beziehung (3) ist eine Relation zwischen u^* , p^* und π^{e^*} , für die gilt

$$(3A) \quad \partial u^*/\partial \pi^{e^*} = \lambda [V_{12}(\cdot) + f'(u^*) \cdot V_{22}(\cdot)] / (-\partial^2 H / \partial u^{*2}) > 0$$

$$(3B) \quad \partial u^*/\partial p^* = f'(u^*) \cdot \gamma / (-\partial^2 H / \partial u^{*2}) < 0$$

Unter der Annahme, daß die zweite Bedingung für $\max_u H$ erfüllt ist, ist (3B) negativ. Das Vorzeichen von (3A) ist dagegen aufgrund der bisherigen Annahmen nicht eindeutig bestimmbar¹⁾; im folgenden sollen $V_{12} \geq 0$, $V_{22} < 0$ gelten, womit (3A) positives Vorzeichen hat²⁾ Beziehung (3) wird nun zur Substitution von u^* in (6) und (4) verwendet; dies führt zu folgendem System:

$$(8) \quad \dot{\pi}^{e^*} = \psi(\pi^{e^*}, p^*)$$

$$(9) \quad \dot{p}^* = \phi(p^*, \pi^{e^*})$$

mit den Eigenschaften

1) Quasi-Konkavität bedeutet lediglich

$$2 V_{12} V_1 V_2 - V_{22} V_1^2 - V_{11} V_2^2 > 0 \quad \text{bei } V_i > 0, \quad i=1,2$$

2) Im weiter unten behandelten Beispiel von NORDHAUS sind

$V_{12} = V_{22} = 0$; damit ist in (3A) $\partial u^*/\partial \pi^{e^*} = 0$. Das gleiche gilt für (8A), (8B) und (9B).

$$(8A) \quad \dot{\pi}^{e*} / \pi^{e*} \equiv \psi_1 = \gamma \cdot [f'(u^*) \partial u^* / \partial \pi^{e*} - (1-\lambda)] < 0$$

$$(8B) \quad \left. \frac{dp^*}{d\pi^{e*}} \right|_{\dot{\pi}^{e*}=0} \equiv -\psi_1 / \psi_2 = -\psi_1 / \gamma \cdot f'(u^*) \partial u^* / \partial p > 0$$

sowie

$$(9A) \quad \dot{p}^* / p^* \equiv \phi_1 = -\lambda [V_{21}(\cdot) + f'(u^*) V_{22}(\cdot)] \partial u^* / \partial p^* + [\gamma(1-\lambda) - \mu] > 0$$

$$(9B) \quad \left. \frac{dp^*}{d\pi^{e*}} \right|_{\dot{p}^*=0} \equiv -\phi_2 / \phi_1 = V_{22}(\cdot) \lambda^2 / \phi_1 < 0 .$$

Für die angegebenen Vorzeichen für (9A) und (9B) ist $[\gamma(1-\lambda) - \mu] \geq 0$ hinreichend. Mit diesen Eigenschaften ist $\dot{\pi}^{e*} = \dot{p}^* = 0$ ein Sattelpunkt.

Die Lösung von (8) und (9) mit dem Anfangswert der Inflationserwartung, d.h. (7), und dem Endwert für den Schattenpreis, d.h. (5), ergibt dann den optimalen Verlauf von $\pi^{e*}(t)$ und $p^*(t)$, aus dem dann mit Hilfe von (3) die optimale Steuerung $u^*(t)$ zu ermitteln ist. Folgende Figur 1 erläutert die Lösung. Der optimale Pfad ist durch $\pi^e(0) = \pi_0^e$ und die Bedingung bestimmt, daß genau nach Θ Zeiteinheiten die Abszisse erreicht wird. Dabei gilt natürlich, daß $p^* = 0$ um so später erreicht wird, je näher ein Pfad dem steady-state kommt.

1) Das im steady-state linearisierte System hat folgende charakteristische Funktion:

$$\begin{vmatrix} \psi_1 - \varphi & \psi_2 \\ \phi_2 & \phi_1 - \varphi \end{vmatrix} = \varphi^2 - (\psi_1 + \phi_1)\varphi + (\phi_1\psi_1 - \phi_2\psi_2) = 0 .$$

Da aus den o.e. Eigenschaften auch $\psi_2 > 0$, $\phi_2 > 0$ folgen, gilt $\phi_1\psi_1 - \phi_2\psi_2 < 0$.

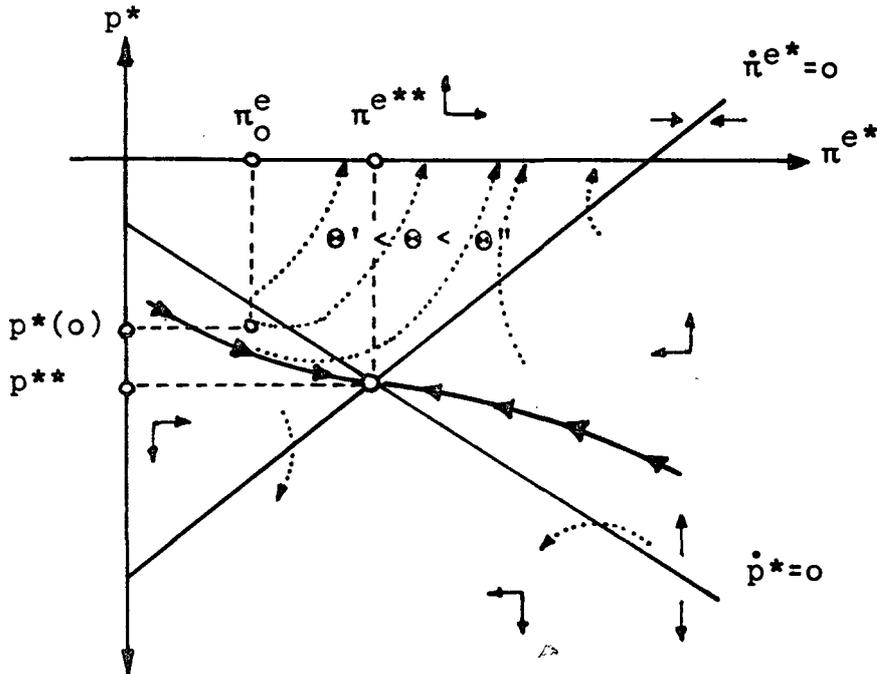


Fig. 1: Phasendiagramm des N-Modells

Eine Stabilität des π^{e^*} -Zyklus liegt vor, wenn

$$(10) \quad \lim_{x \rightarrow \infty} [\pi^{e^*}(t) - \pi^{e^*}(x\theta + t)] = 0 \quad x: \text{ ganzzahlig}$$

Dies impliziert einen gleichlautenden stabilen Zyklus für $p^*(t)$ und daher gemäß (3) auch für $u^*(t)$. Bei monoton ansteigenden (fallenden) $\dot{\pi}^{e^*} = 0$ ($\dot{p}^* = 0$) und $p^{**} < 0$ - wie in Fig. 1 unterstellt - muß offenbar ein stabiler Zyklus existieren, für den gilt¹⁾

$$(11) \quad \pi^{e^{**}} < \lim_{x \rightarrow \infty} \pi^{e^*}(x \cdot \theta) = \lim_{x \rightarrow \infty} \pi^{e^*}(x\theta + \epsilon) < \pi^{e^*} | \psi(\pi^{e^*}, 0) = 0$$

mit x : ganzzahlig
 $\epsilon > 0$: sehr klein .

1) Zwei Sterne kennzeichnen Lösungen für $\dot{\pi}^{e^*} = \dot{p}^* = 0$.
 Am Ende (zu Beginn) eines Zyklus ist $\epsilon = 0$ ($\epsilon > 0$).

Ferner muß gelten

$$(12) \quad p^*(x_{\theta+\varepsilon}) < p^*(x_{\theta}) = 0 \quad .$$

Diese Zusammenhänge sind noch einmal in Fig. 2 verdeutlicht, wobei der Bereich stabiler Zyklen für $\pi^{e*}(x_{\theta}) = \pi^{e*}(x_{\theta+\varepsilon})$ schraffiert ist.

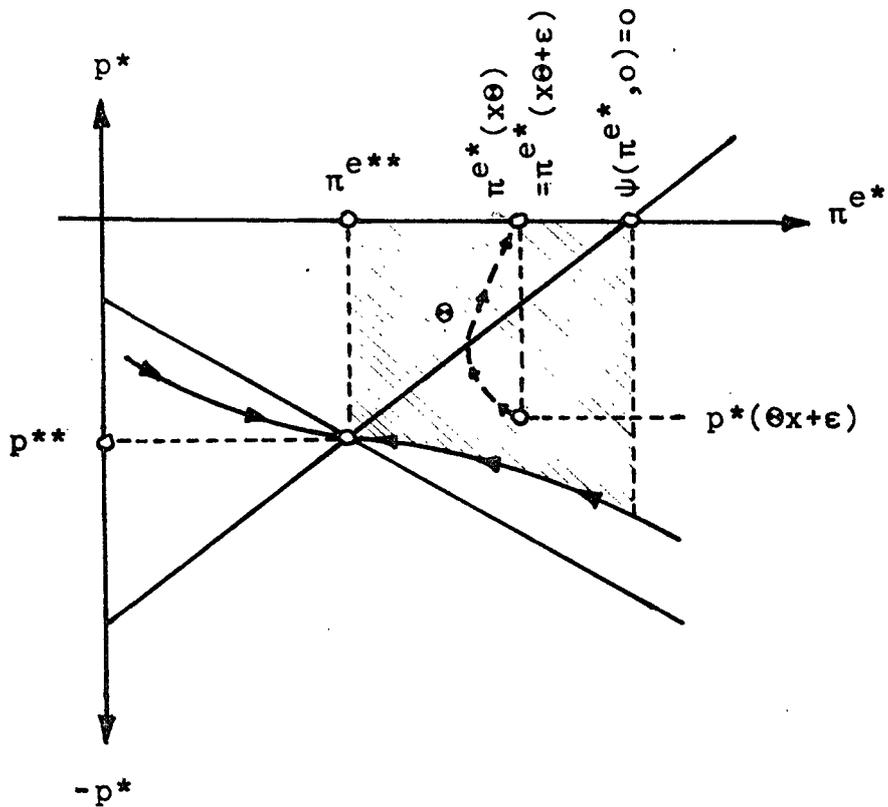


Fig. 2: Stabiler Zyklus

Aus (11) und (12) folgt in Verbindung mit (3) bzw. (3A) und (3B), daß ein stabiler Zyklus die Eigenschaft

$$(13) \quad u^*(x_{\theta+\varepsilon}) > u^*(x_{\theta})$$

aufweisen muß. Da aber $p^{**} \leq p^*(x_{\theta+\varepsilon})$ sein kann und p^* und π^{e*}

nach (3) entgegengesetzten Einfluß auf u^* haben, kann nicht allgemein festgestellt werden, in welchem Verhältnis u^{**} zur Arbeitslosenquote zu Beginn oder Ende eines (stabilen) Zyklus steht.

(b) Für das im Text erwähnte Beispiel $V = -u^2 - \beta\pi$ und $f(u) = \alpha_0 - \alpha_1 u$ lauten die Beziehungen (3) bis (7)

$$(14) \quad u^* = \frac{\alpha_1 \beta}{2} - \frac{\alpha_1 \gamma}{2} \cdot p^*$$

$$(15) \quad \dot{p}^* = \beta\lambda + A \cdot p^* \quad A := \gamma(1-\lambda) - \mu$$

$$(16) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} p^*(t) = 0$$

$$(17) \quad \dot{\pi}^{e^*} = \gamma \cdot [\alpha_0 - \alpha_1 u^* - (1-\lambda)\pi^{e^*}]$$

$$(18) \quad \pi^e(0) = \pi_0^e$$

Für $\dot{p}^* = \pi^{e^*} = 0$ resultiert die Gleichgewichtslösung

$$(19) \quad p^{**} = -\beta\lambda/A$$

$$(20) \quad \pi^{e^{**}} = (\alpha_0 - \alpha_1 u^{**}) / (1-\lambda)$$

$$(21) \quad u^{**} = [(\alpha_1 \beta) / 2] \cdot (1 - \gamma\lambda A)$$

Hierbei handelt es sich nur dann um einen Sattelpunkt, wenn $A > 0$ ¹⁾. Den optimalen Pfad für die Steuerungsvariable errechnet man durch Lösung von (15) unter Beachtung von (16). Das Ergebnis lautet

$$(22) \quad p^*(t) = \frac{\beta\lambda}{A} \left[e^{A(t-\theta)} - 1 \right]$$

Aus (14) resultiert

$$(23) \quad u^*(t) = \frac{\alpha_1 \beta}{2} \left[1 - \frac{\gamma\lambda}{A} (e^{A(t-\theta)} - 1) \right]$$

1) Die Wurzeln der charakteristischen Gleichung lauten $\varphi_1, \varphi_2 = [A, -\gamma(1-\lambda)]$.

mit

$$(23A) \quad u^*(\theta) = \frac{\alpha_1 \beta}{2}$$

$$(23B) \quad u^*(0) = u^*(\theta) \cdot \left[1 - \frac{\gamma \lambda}{A} (e^{-A\theta} - 1) \right] .$$

Da $(1 - e^{-A\theta}) / A > 0$ ¹⁾ folgt $u^*(0) > u^*(\theta)$. Ferner ersieht man aus (23), daß

$$(23C) \quad \dot{u}^*(t) = -u^*(\theta) \gamma \lambda e^{A(t-\theta)} < 0$$

$$(23D) \quad \ddot{u}^*(t) = -u^*(\theta) \gamma \lambda e^{A(t-\theta)} \cdot A \geq 0$$

für $A \leq 0$ 2) .

Da $t \in [0, \theta]$ nur die Zeit im Zyklus bezeichnet, gelten $p^*(t) = p^*(x\theta + t)$ sowie $u^*(t) = u^*(x\theta + t)$. Das bedeutet: (22) und (23) beschreiben stabile Zyklen, wobei ohne Übergang von Anfang an ein steady-state realisiert ist³⁾. Demgegenüber sind die Zyklen für π^{e^*} und π^* nur asymptotisch stabil. Die Entwicklung der erwarteten Inflationsrate im Rahmen des ersten Zyklus resultiert aus (17) und (18) in Verbindung mit (23), d.h. der Lösung von

$$(24) \quad \dot{\pi}^{e^*}(t) + \gamma(1-\lambda)\pi^{e^*}(t) = \gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u^*(t)]$$

$$\text{s.d. } \pi^{e^*}(0) = \pi_0^e$$

$$u^*(t) = u^*(\theta) \left[1 - \frac{\gamma \lambda}{A} (e^{A(t-\theta)} - 1) \right] .$$

1) Für $A=0$ ist dieser Ausdruck gleich θ (L'Hopitalsche Regel).

2) Fig. 8 bei NORDHAUS (1975) ist also fehlerhaft, da nach seinen Angaben für die USA: $A = 0.03 > 0$.

3) Die Stabilität resultiert unmittelbar aus (23) bzw. ist bereits aus (14) und (15) ersichtlich. Eines speziellen Beweises, wie er von McRAE (1977, p. 240, n. 3) vermißt wird, bedarf es dazu gewiß nicht.

Sie lautet

$$(25) \quad \pi^{e*}(t) = \left[\pi_0^e - Z(0) \right] e^{-\gamma(1-\lambda)t} + Z(t)$$

mit $Z(t) := \frac{\gamma [\alpha_0 - \alpha_1 u^*(t)]}{A + \gamma(1-\lambda)}$.

$\pi^{e*}(\theta)$ ist der Startwert für den zweiten Zyklus etc., so daß also grundsätzlich $\pi^{e*}(t)$ von der Kalenderzeit abhängig ist. Asymptotisch ist dies aber nicht der Fall, wie sich folgendermaßen zeigen läßt. Am Ende des $(x+1)$ -ten Zyklus gilt nach (25)

$$(25A) \quad \pi^{e*}(x\theta + \theta) = \left[\pi^{e*}(x\theta) - Z(0) \right] e^{-\gamma(1-\lambda)\theta} + Z(\theta)$$

Dies ist eine Differenzgleichung 1. Grades, die konvergiert, da $-1 < \exp[-\gamma(1-\lambda)\theta] < 1$, so daß

$$(25B) \quad \lim_{x \rightarrow \infty} [\pi^{e*}(x\theta + \theta) - \pi^{e*}(x\theta)] = 0$$

Setzt man den Gleichgewichtswert von (25A) für π_0^e in (25) ein, so erhält man den langfristigen (Steady-state)-Zyklus für $\pi^{e*}(t)$ mit

$$(25)' \quad \pi^{e*}(t) = \frac{Z(\theta) - Z(0)}{1 - e^{-\gamma(1-\lambda)\theta}} \cdot e^{-\gamma(1-\lambda)t} + Z(t) ,$$

d.h. $\pi^{e*}(t)$ ist nur noch von der Zeit im Zyklus abhängig, weist also langfristig einen stabilen Zyklus auf.

(c) Abschließend soll kurz überlegt werden, welche Konsequenzen ein instabiles ökonomisches System hätte. Als Beispiel betrachte man den Fall autonomer zeitlicher Veränderung der PHILLIPS-Kurve, also (τ -Kalenderzeit)

$$(26) \quad \pi(\tau) = F(\tau) \cdot f[u(\tau)] + \lambda \pi^e(\tau) ,$$

wobei $F(\tau)$ beispielsweise eine regelmäßige Schwingung beschreibt, d.h. $F(\tau) = F(\tau+xz)$ mit z als Länge des ökonomischen Zyklus. Im unter (b) diskutierten Beispiel, auf das wir uns hier beschränken können, gilt dann statt (14)¹⁾

$$(27) \quad u^*(t) = F(t) \left[\frac{\alpha_1 \beta}{2} - \frac{\alpha_1 \gamma}{2} p^*(t) \right] .$$

Dagegen bleibt (15) und damit (22) unverändert. Verwendet man also (22) in (27), so stellt man fest, daß die Lösung einfach in einer Transformation von (23) mit $F(t)$ besteht. Das per saldo entstehende Zeitprofil von $u^*(t)$ kann natürlich sehr verschieden aussehen; $u^*(t)$ wird - wenn $F(\tau)$ einen stabilen ökonomischen Zyklus impliziert (gleichbleibende Amplitude) - nur dann von vornherein eine gleichbleibende Zeitfigur aufweisen, wenn die $F(\tau)$ -Schwingung die Länge der Legislaturperiode aufweist. Die Grenzfälle sind unter diesen Umständen perfekte gegenseitige Verstärkung bei unveränderter Stabilität bzw. perfekte Aussteuerung.

1) Im ersten Zyklus ist $t=\tau$.

Literatur

- R.C. FAIR, On Controlling the Economy to Win Elections.
Cowles Foundation Discussion Paper 397.
Toronto 1975.
- B.S. FREY, Theorie und Empirie politischer Konjunkturzyklen.
Zeitschrift für Nationalökonomie, Vol. 36, 1976,
S. 95-120.
- " - und H.J. RAMSER, The Political Business Cycle:
A Comment. Review of Economic Studies. Vol. 43 (B),
1976, pp. 553-555.
- R.J. GORDON, The Theory of Domestic Inflation.
American Economic Review, Vol. 67 (1), 1976,
pp. 128-134.
- W.D. NORDHAUS, The Political Business Cycle.
Review of Economic Studies, Vol. 42 (2), 1975,
pp. 169-190. Übersetzt in: H.J. RAMSER, B. ANGEHRN
(Hrsg.), Beschäftigung und Inflation.
Stuttgart, New York 1977.
- C.D. MacRAE, A Political Model of the Business Cycle.
Journal of Political Economy, Vol. 85 (2), 1977,
pp. 239-264.
- H.J. RAMSER, Rationale Erwartungen und Wirtschaftspolitik.
Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschafts-
wissenschaften, Nr. 84, Konstanz 1976.