

EROTOKRITOS VARELAS

EINE EMPIRISCHE ERLÄUTERUNG VON
KONJUNKTURZYKLEN:
DAS BEISPIEL GRIECHENLANDS

ANTI ΠΡΟΛΟΓΟΥ

Η εργασία αυτή αφιερώνεται στη μνήμη του πατέρα μου Γεωργίου, ο οποίος μου edίδαξε μέσα από τα μαθηματικά τόσο τη μεθοδολογία της έρευνας όσο και τη χρησιμότητά τους ως φιλοσοφική στάση στη ζωή.

Η παρουσιαζόμενη εργασία είναι μέρος μιας ερευνητικής δουλειάς του πανεπιστημίου του Μονάχου που πραγματοποιείται από την έδρα της μαθηματικής οικονομικής θεωρίας. Το κύριο βάρος της εργασίας είναι πρώτον η εμπειρική ανάλυση των κυκλικών διακυμάνσεων μέσα από εκτιμήσεις των χρονολογικών σειρών βασικών μακροοικονομικών μεταβλητών και δεύτερον η παρουσίαση και εκτίμηση του υποδείγματος του Hillinger για την Ελλάδα (περίοδος εκτίμησης 1960-1984).

ERSTES KAPITEL: DIE DATENANALYSE

1. Einführung

In dieser Abhandlung sollen die Konjunkturzyklen grundlegender ökonomischer Größen vorgestellt und erklärt werden. Folgende Größen sollen genauer analysiert werden:

- das Bruttoinlandsprodukt (GDP),
- der private Konsum (CP),
- die Staatsausgaben (CG),
- die Bruttoinvestitionen (FI),
- die Lagerinvestitionen (II),
- die Exporte (EX) und
- die Importe (IM).

Für den Zeitraum von 1960 bis 1984 wurden dafür Zeitreihen benutzt, denen konstante Preise des Jahres 1970 azugrundegelegt wurden. Die verwendeten Daten stammen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung Griechenlands und von der Bank von Griechenland. Trotz

der möglicherweise aufkommenden Zweifel an der Qualität einiger Zeitreihen müssen diese so akzeptiert werden, da andere Datenquellen nicht zur Verfügung stehen.

Im anschließenden zweiten Teil soll die Methodik diskutiert werden, Konjunkturzyklen aus makroökonomischen Daten herauszuarbeiten, im dritten Teil folgt eine Darstellung der empirischen Ergebnisse, der vierte Teil ist Schlußfolgerungen vorbehalten.

2. Erklärungsmodell zur Identifikation von Konjunkturzyklen

Das Modell der Datenanalyse (Cl. Hillinger, 1985) kann wie folgt beschrieben werden:

- a) Das Bruttoinlandsprodukt setzt sich aus folgenden Komponenten zusammen:

$$\text{GDP} = \text{CP} + \text{CG} + \text{FI} + \text{II} + \text{EX} - \text{IM} \quad (1)$$

- b) Die Zerlegung jeder einzelnen Zeitreihe

$$x(i), i = \text{CP, CG, FI, II, EX, IM, GDP} \quad \text{erfolgt}$$

in eine Trendkomponente und drei periodische Funktionen, eine langfristige, eine mittelfristige und eine kurzfristige Komponente.

Die Trendkomponente (T_i) wird durch einen einfachen Polynom ausgedrückt:

$$T_i = \sum_{j=0}^m c_{ij} t^j \quad (2)$$

wobei m die Größe der Stichprobe ist, n der Polynomgrad. Der letzte Parameter, n wurde durch das erste Maximum dergewichteten R^2 aller Polynome von 0 bis zum höchsten Grad festgelegt. Dieses Optimierungskriterium ist eine praktische Methode, die in den meisten Fällen gute Erfolge aufweist (J. G. Hayes, 1970). Gleichzeitig erweisen sich die Zyklen nicht sehr empfindlich auf den Polynomgrad, solange er größer oder gleich 2 ist. Lineare Trendmodelle sollten nur dann benutzt werden, wenn die langfristige Entwicklung einer Zeitreihe genau diese Form hat (K. Hung Chan, J. C. Hayya und J. K. Ord, 1977; C. R. Nelson und H. Kang, 1981). Als erster Schritt unserer Datenanalyse wurde der Trend durch die Methode der kleinsten Quadrate geschätzt (OLSQ).

Die Abweichungen vom Trend

$$\hat{x}_i(t) = x_i(t) - \hat{T}_i(t) \quad (3)$$

wurden auf ihre zyklische Komponente getestet.

Die Konjunkturzyklen $z(i)$ (j) werden als Cosinus-Funktion vorgeschlagen:

$$z_{ij}(t) = a_{ij} \cos(w_{ij}t + e_{ij}) \quad (4)$$

$$i = 1, \dots, 7; \quad j = 1, \dots, 3$$

Der Parameter a_{ij} stellt die Amplitude dar, w_{ij} die Frequenz und e_{ij} die Phase. Die Längen der Zyklen werden durch $p_{ij} = 2\pi/w_{ij}$ ausgedrückt. Die nichtlineare Kleinste-Quadratschätzung aller Parameter in (4) erfordert die Minimierung der folgenden Funktion in Bezug auf a_{ij} , w_{ij} und e_{ij} :

$$\min S_i(a_{ij}, w_{ij}, e_{ij}) = \sum_t [\hat{x}_i(t) - \sum_j a_{ij} \cos(w_{ij}t + e_{ij})]^2.$$

3. Empirische Ergebnisse

Die Ergebnisse, die aus der Anpassung des Polynomtrends an die verschiedenen Zeitreihen resultieren, sind in Tabelle 1 dargestellt. Nahezu alle Koeffizienten (mit einigen wenigen Ausnahmen) sind in allen Zeitreihen signifikant. Der bereinigte Korrelationskoeffizient \bar{R}^2 ist im allgemeinen für alle Größen mit Ausnahme der Bruttoinvestitionen (FI) und der Lagerinvestitionen (II) verhältnismäßig hoch. Der Trend erklärt mehr als 99% der Varianz von EX und IM, ungefähr 89% der Varianz von FI und ca. 62% der Varianz von II. Letzteres scheint also die labilste Komponente des Bruttoinlandsprodukts zu sein, während FI eine Zwischenposition einnimmt. Dieses Ergebnis ist eine Bestätigung der wichtigen Rolle des Investitionsanteils bei der Bildung des Bruttoinlandsprodukts in wirtschaftlichen Verläufen².

Die Resultate (d. h. die geschätzten Koeffizienten) der Anpassung der Daten der Zeitreihe nach der Herausfilterung des Trends, zeigt die Tabelle 3. Mit Ausnahme einiger Phasenkomponenten in CG, FI, II,

2. In Verbindung mit den Lagerinvestitionen wurde im besonderen bewiesen, daß sie, obwohl sie an sich einen niedrigen Prozentsatz am GDP bewirken, hier aber eine bedeutend höhere "Bewegung" bewirkt wird (siehe A. S. Blinder, 1981).

EX und IM sind alle anderen Koeffizienten, was die Amplitude und die Frequenz anbelangt, statistisch signifikant. Der Multiple Regressionskoeffizient (R^2) streut zwischen einem Minimum von 0,55 und einem Maximum von 0,79. GDP, CP und CG weisen einen R^2 -Wert zwischen 0,78 und 0,79 auf, während in der restlichen Zeitreihe der R^2 -Wert von 0,55 bis 0,57 reicht.

Der empirische Beweis belegt die Existenz von Zyklen für alle Größen, sie können in eine langfristige (equipment), mittelfristige und eine kurzfristige Komponente (Inventory) zerlegt werden (siehe dazu die entsprechenden Diagramme im Anhang).

Die Länge jedes Zyklus der Zeitreihe wird zusammen mit der jeweiligen Verteilung und der Erklärung der zyklischen Abweichung von den Werten in Tabelle 2 dargestellt. Der Mittelwert des langfristigen Zyklus (Equipment) liegt für alle ökonomischen Größen bei 8,22 Jahren. Die langfristigen Perioden von FI und II weisen eine überdurchschnittliche Dauer auf, die Länge der Periode von EX bewegt sich um den Durchschnitt und die von CP, CG, IM und GDP liegen unter dem Durchschnitt. Die durchschnittliche Laufzeit des mittelfristigen Zyklus liegt bei 5,7 Jahren wobei die Perioden von FI und EX über dem Durchschnitt, GDP, CG und CP um den Durchschnitt und die von II und IM unter dem Durchschnitt liegen. Die durchschnittliche Periodenlänge der kurzfristigen Komponente (Inventory) liegt schließlich bei 3,41 Jahren. Die Periodenlänge von GDP und II liegen über dem Durchschnitt, die von CG und FI sowie EX gruppieren sich um den Durchschnitt, und die von IM und CP sind unterdurchschnittlich.

Der in Tabelle 2 in Klammern stehende Ausdruck ist ein Maß für den Erklärungsanteil jedes Zyklus in Bezug auf die ganze Zeitreihe. Für das GDP ist der wichtigste Zyklus der langfristige mit einer Periodenlänge von 7,7 Jahren und einem Erklärungsanteil von 53% der gesamten Zeitreihe. Auch CP und CG haben eine relativ wichtige langfristige Komponente mit Perioden von 7,0 und 7,5 Jahren und einem Erklärungsanteil von 34 bzw. 37%. Der mittelfristige Zyklus ist eher für FI, II, EX, und IM mit dazugehörigen Periodenlängen von 6,8, 5,1, 6,1 bzw. 4,8 Jahren wichtig. Damit werden 42, 29, 40 bzw. 28% der ganzen Zeitreihe erklärt. Es muß an dieser Stelle angemerkt werden, daß das normale Muster, wonach der langfristige Zyklus der dominierende bei den langfristigen Kapitalinvestitionen und der kurzfristige der entsprechende bei den Lagerinvestitionen ist, für den überprüften Zeitraum in Griechenland nicht bestätigt werden konnte³. An diesem Punkt der Analyse

3. In Verbindung mit den Lagerinvestitionen könnten sich daraus Probleme

ist es nicht einfach, eine Erklärung für diese Erscheinung zu geben, die folgenden Punkte aber von gewissem Interesse sein:

- a) Obwohl der bestimmende Zyklus des FI der mittelfristige ist, ähnelt seine Periodenlänge eher dem Hauptzyklus des GDP.
- b) Die Periodenlängen der Hauptzyklen des FI und des GDP in Griechenland liegen möglicherweise nahe bei den entsprechenden Größen mancher Länder, die enge Wirtschaftsbeziehungen zu Griechenland unterhalten, wie die Bundesrepublik Deutschland oder Frankreich.
- c) Die obigen Punkte a) und b) könnten innerhalb einer kleineren Wirtschaft, wie etwa der Griechenlands, nach genauer Prüfung dieses strukturellen Faktors, zueinander in einer Beziehung stehen.

Abgesehen von der Güte der Schätzung auf der Basis der statistischen Kriterien, zeigt eine Betrachtung der Diagramme (siehe Anhang), daß die Kurven im allgemeinen korrekte Wendepunkte für alle ökonomischen Größen darstellen. Die Schätzung von GDP, FI, II, EX, CP und CS kann, basierend auf den Parametern, die durch die Kurven nicht erfaßt werden, als besser eingestuft werden als die von IM. Des weiteren scheinen die Zyklen mit der Ausnahme der Lagerinvestitionen ihren Verlauf zu wechseln, und wenn sie auch nicht alle im gleichen Maße reagieren, werden doch ihre Amplituden breiter, besonders nach der Ölkrise von 1974 wird dies deutlich sichtbar. Dies kann als ein Faktor wachsender Instabilität gewertet werden, die einerseits auf internationalen Einflüssen, andererseits auf der Struktur der griechischen Wirtschaft beruhen⁴. Fehlende korrektive Maßnahmen der Wirtschaftspolitik hatten sowohl positiven als auch negativen Einfluß auf diese Entwicklung nach 1974. In Verbindung mit dieser erhöhten Abweichung von der Norm sollte das Verhalten von CP und FI besonders hervorgehoben werden. Zum ersten wechselten ihre Muster besonders deutlich, mehr als die jeder anderen Komponente, während ihr Einfluß auf das GDP signifikant ist, da es zu einem großen Teil aus diesen Faktoren besteht (ca. 80%). Außerdem hat es sich während der letzten kritischen Wirtschaftsperiode wegen der Untergrundwirtschaft und dem daraus resultierenden Fehlen wirtschaftspolitischer Instrumente als sehr schwierig

ergeben, daß diese Zeitreihen unter die mit der niedrigsten Qualität eingestuft werden müssen.

4. Die Struktur beruht auf folgenden Konzepten: a) Der offene Charakter der Wirtschaft, b) die Existenz eines bedeutsamen Schwarzmarktes, c) der überflüssige Dienstleistungssektor, d) der große Anteil an Kleinbetrieben und die Schwierigkeit, ein gutes technologisches Niveau aufrecht zu erhalten.

erwiesen, sie zu kontrollieren⁵. Zum zweiten zeigten sie eine immer stärkere Abweichung nach 73/74, die sich nach 81 aber tendentiell verminderte. Diese "Leiter" kann unter Umständen durch das starke Abbröckeln der Investitionstätigkeit nach 79 erklärt werden, was auch in der gegenwärtigen griechischen Wirtschaftsform einen destabilisierenden Faktor darstellt.

Ein Vergleich der zyklischen Bewegungen des GDP mit denen seiner Komponenten zeigt, daß mehr oder weniger heftigere oder mildere Bewegungen vorkamen je nach dem, ob eine genaue oder eine näherungsweise Synchronisierung oder Desynchronisierung durchgeführt wurde. Bei Gipfeln und Tälern ist im früheren Fall ein größeres Maß an Zusammentreffen des GDPs mit seinen Komponenten zu beobachten als im späteren Fall⁶. (siehe Tab. 4A, 4B und die Diagramme im Anhang). Beim Auftreten eines Gipfels oder einer Talsohle gibt es in den meisten Fällen eine punktweise Übereinstimmung verbunden mit einer Bewegung in der gleichen Richtung bei fast allen Größen. Es gibt eine (verhältnismäßig klare) Ausnahme von dieser Regel: Das Jahr 1977, das erwähnenswert ist da es möglicherweise mit der strukturellen Charakteristik der griechischen Wirtschaft zusammenhängt. Das GDP-Tief des Jahres 1977 scheint hauptsächlich durch das starke Exporttief beeinflusst zu sein, trotz der Tatsache, daß beide, Konsum und Bruttoinvestitionen wuchsen. Allgemein kann festgehalten werden, daß bei dem konjunkturellen Höhepunkt die Brutto- und Lagerinvestitionen mit der Regel eher konform gehen als die Exporte, während bei den Tiefpunkten eher die Exporte und Lagerinvestitionen als die Bruttoinvestitionen korrespondieren.

Ein Vergleich der wahren und der geschätzten Werte der ökonomischen Größen könnte ein Indikator für den Einfluß der Wirtschaftspolitik und der staatlichen Lenkung sein. Mit Ausnahme der Periode der Militärregierung 1967 bis 1974 und vielleicht schon einiger Jahre davor, soll ein "direkter" politischer Faktor nicht in die Analyse eingeschlossen werden⁷. Ein Grund hierfür könnte sein, daß während der Phasen akuter

5. Importe, die in den privaten Konsum eingeschlossen sind, haben ein ähnliches Profil und haben sich als ebenso schwierig in ihrer Behandlung erwiesen.

6. Staatsausgaben sind von dieser Diskussion ausgeschlossen, da sie ein politisches Instrument darstellen und daher in einem anderen Zusammenhang analysiert werden müssen.

7. Trotzdem, für den Umfang kann ein politisches Moment, nämlich die Erwartung einer Wende sich auf die Wirtschaftspolitik auswirken, ein indirekter politischer Faktor kann möglicherweise dadurch in die Analyse eingebracht werden. Der

wirtschaftlicher Probleme der ökonomische Faktor per se wichtig wird im Verhältnis zu anderen. In diesem Zusammenhang können die folgenden Vorschläge eingebracht werden:

1. Der GDP-Zyklus gibt offenbar alle erwarteten ökonomischen Bewegungen wider: Trotzdem sollen zwei Punkte festgehalten werden
 - a) Das Tief von 1968 anstelle des vorhergesagten schwachen Anstiegs und der Gipfel von 1973;
 - b) das möglicherweise besonders stetige Wachstum des GDP: zwischen 1968 und 1973.

Bezugnehmend auf den ersten Punkt liegen beide wahren Werte ziemlich unter und über den geschätzten (der Unterschied zwischen den "ist" — und "soll" — Werten kann als Intensitätsmaß der wirtschaftlichen Aktivität gesehen werden) angepaßt an ein Jahr politischer Instabilität bzw. kulminanter ökonomischer Perspektiven. Zum zweiten Punkt: eine überreagierende wirtschaftliche Aktivität in der Anfangsphase der Militärregierung könnte der Grund gewesen sein. Dennoch sagt dies nichts über die Qualität diese Entwicklung aus, noch darüber, was geschehen wäre, wenn diese politische Situation länger gedauert hätte.

2. Im Vergleich von wirklichen mit den geschätzten Werten der Bruttoinvestitionen kann ein auffallender Grad von Empfindlichkeit im Zusammenhang von Erwartungen und Wirtschaftspolitik festgestellt werden.
 - a) die wahren Werte der Jahre 1965 und 1966 liegen unter den geschätzten, während während des Zeitraums 1967 bis 1973 die wahre Investitionstätigkeit ein gehobenes Niveau aufweist. Nahezu vier von 7 Punkten liegen oberhalb der geschätzten Werte. Alle Faktoren in dieser Periode können als relevant gelten.
 - b) In den Jahren 1975 bis 1981 stimmen die geschätzten und die wahren Werte mehr oder weniger überein. Die wirtschaftliche Perspektive war relativ schlechter als die der vorangegangenen

umgekehrte Einfluß, den der Wirtschaftskreislauf auf politische Ereignisse ausübt, kann nicht so leicht bestätigt werden, trotz des Zusammenfallens der Höhepunkte politischer Wechsel mit den GDP-Tiefen. Dennoch kann akzeptiert werden, daß der erstere Zyklus möglicherweise einen geeigneten Rahmen für den zweiten dargestellt haben. (Als Höhepunkte politischer Wechsel werden sowohl die Etablierung und der Fall der Militärregierung als auch der Regierungswechsel von 1981 verstanden werden).

- Periode, wenn auch nicht in dem Maße wie die der darauffolgenden Periode. 2 von 5 Punkten liegen über den festgelegten Werten, die Spitze des Jahres 1979 ist aber nicht so stark ausgebildet wie vorhergesagt.
- c) In den nächsten Jahren, 1982, 1983 und 1984 ist die ökonomische Perspektive genauso schlecht, dies scheint ebenso durch das Verhältnis zwischen aktueller und vorhergesagter Bewegung der Investitionstätigkeit bestimmt zu sein. Alle wahren Werte liegen erheblich unter den geschätzten.
3. Der Konsum in Griechenland entwickelte sich sehr schnell und scheint weiter zu wachsen. Es wurde somit vorgeschlagen, ihn nach der ersten Ölkrise genau zu kontrollieren, eine Forderung, die sich, wie der Beweis zeigt, als schwierig erwies. Genauer, in der Phase der Militärregierung liegen 2 Punkte (71, 72) unter den geschätzten Werten, während in der Phase zwischen 1974 und 1984 vier Punkte über den geschätzten Werten liegen. Die relevanten Jahre waren 1974, 1977, 1978 und 1982 (das bedeutet, nach den Wahlen 1981 formierte sich ein lokaler Höhepunkt). Auch wenn 1981 der wahre Punkt unter dem geschätzten liegt, ist die Abweichung nicht so groß als wenn die aktuellen Punkte über den geschätzten lägen. Die restlichen Koordinaten der Periode 1969 bis 1984 liegen wahrscheinlich sehr nahe bei den geschätzten.
 4. Die Exportaktivität war immer ein vitaler Faktor der griechischen Wirtschaft und alle wirtschaftspolitischen Aktivitäten waren darauf ausgerichtet, den Export zu unterstützen. Dies wird vielleicht durch die Tatsache unterstrichen, daß 7 von 10 Werten über den vorausgesagten liegen. Ein Punkt liegt direkt beim vorhergesagten, und 2 Punkte bilden tiefe Löcher in den Jahren 1977 und 1982. Die letzte Tatsache könnte durch die verschlechterten wirtschaftlichen Erwartungen und Spekulationen erklärt werden.
 5. Importe waren eng verwandt mit dem Problem des Zahlungsbilanzdefizits, vorallem nach der Ölkrise. Sie galten auch als besonders vorsichtig zu kontrollierende Aktivität. Vielleicht aus diesem Grund liegen fast alle aktuellen Punkte nahe oder unter den geschätzten Werten (8 von 9 nach 1985), was das genaue Gegenteil der Exportsituation darstellt. Es ist darüberhinaus wert zu notieren, daß im Jahr 1983, im Jahr der Abwertung der nationalen Währung, ein Gipfel statt des vorhergesagten Tiefpunktes auftritt. Dies könnte eine Rechtfertigung der Ansicht sein, daß die Abwertung für Griechenland die falsche Politik war.

6. Die Staatsausgaben zeigen schließlich Anzeichen dafür, ein wirtschaftspolitisches Instrument nach 1968 geworden zu sein. Durch eine visuelle Betrachtung können mögliche Fehler aufgespürt werden. Insbesondere der Gipfel im Jahr 1979 kann als Beitrag zu einem Aufpuschen der Wirtschaft zur falschen Zeit gesehen werden, sowohl kurz- als auch langfristig betrachtet. Es ist auch notierenswert, daß der jeweilige geschätzte Wert auf einer abwärtsgerichteten Seite des Zyklus liegt.

4. Schlussfolgerung

In dieser Abhandlung wurden ein langfristiger, ein mittel- und ein kurzfristiger Zyklus für alle ökonomischen Größen aufgezeigt und die Flüchtigkeit der Investitionskomponenten des GDP verifiziert. Auf der anderen Seite konnte das normale Muster, den langfristigen Zyklus als einen "Equipment" — Zyklus und den kurzfristigen als "Inventory" — Zyklus zu kennzeichnen, sich für Griechenland nicht bewährt hat. Genauso scheint der Grad der Synchronisierung der Zyklen an die Komponenten des GDP die Intensität der Fluktuation zu beweisen.

Ein wichtiges Faktum im Bezug auf alle Zyklen ist ihre gewachsene Abweichung nach 1974. Das kann als ein Symptom wachsender Instabilität der Wirtschaft interpretiert werden. Es ist auch erwähnenswert, daß der private Konsum diesen Wechsel am klarsten zeigt.

Die Analyse der Höhen und Tiefen des GDP und seiner Komponenten zeigt, daß diese möglicherweise durch die herausragende Rolle der Exporte in der griechischen Wirtschaft bewirkt wurden.

Weiterhin zeigte es sich, daß die Zyklen empfindlich auf wirtschaftliche Erwartungen und auf die Wirtschaftspolitik reagierten. Diese beiden Faktoren scheinen dafür verantwortlich, daß in gewissem Rahmen Punkte auf der festgelegten Kurve leicht nach oben oder nach unten rutschten. Die beiliegenden Diagramme zeigen dies... Mehr noch, während der Periode von 1965 bis 1975 schien ein direkter politischer Faktor eine bedeutende Rolle gespielt zu haben.

In Verbindung mit den überprüften ökonomischen Größen sollten

- a) der außergewöhnliche Grad der Empfindlichkeit der Investitionen und
- b) die möglicherweise falsche Politik in Bezug auf Konsum und Staatsausgaben im Jahr 1979 und auf Importe im Jahr 1983 festgehalten werden.

Schließlich sollten die Anzeichen

- a) der gewachsenen wirtschaftlichen Instabilität seit 1974 und
- b) die Anwendung gewisser falscher politischer Maßnahmen die Ansicht unterstützen, daß Maßnahmen, die die Umstrukturierung betreffen, im Bereich der Produktion aber auch der Kontrolle der Nachfrage hätten viel früher unternommen werden müssen.

TABELLE 1

Ergebnis des Polynomtrends - Daten zu Preisen von 1970

	<i>Koeffizient</i>	<i>Standardfehler</i>	<i>t - Wert</i>
<i>1. GDP = Bruttoinlandsprodukt</i>			
c_0	13.2E+04	63.1E+02	21.0E+00
c_1	99.2E+01	20.6E+02	48.1E-02
c_2	14.0E+02	18.2E+01	77.0E-01
c_3	-39.0E+00	46.1E-01	84.6E-01
R^2	adjusted = 0.996	DW = 1.40	F = 1908.
<i>2. CP = Privater Konsum</i>			
c_0	10.7E+04	31.3E+02	34.3E+00
c_1	14.3E+02	10.2E+02	14.0E-01
c_2	98.6E+01	90.5E+00	10.9E+00
c_3	-27.3E+00	22.9E-01	11.9E+00
R^2	adjusted = 0.998	DW = 1.51	F = 4496.
<i>3. CG = Staatsausgaben</i>			
c_0	23.1E+03	23.2E+02	99.6E-01
c_1	-41.5E+02	22.2E+02	18.7E-01
c_2	20.8E+02	68.9E+01	30.2E-01
c_3	-32.9E+01	95.8E+00	34.4E-01
c_4	25.1E+00	65.7E-01	38.2E-01
c_5	-88.7E-02	21.8E-02	40.7E-01
c_6	11.7E-02	27.9E-04	41.9E-01
R^2	adjusted = 0.998	DW = 1.84	F = 1751.
<i>4. FI = Bruttoinvestitionen</i>			
c_0	22.3E+03	68.9E+02	32.3E-01
c_1	37.2E+02	22.5E+02	16.5E-01

c_2	16.8E+01	19.9E+01	84.2E-02
c_3	-91.2E-01	50.4E-01	18.1E-01
R^2	adjusted = 0.892	DW = 1.14	F = 67.05

5. *II = Lagerinvestitionen*

c_0	42.0E+02	44.8E+02	93.8E-02
c_1	-18.3E+02	14.6E+02	12.5E-01
c_2	33.6E+01	13.0E+01	26.0E-01
c_3	-10.6E+00	32.8E-01	32.3E-01
R^2	adjusted = 0.617	DW = 1.60	F = 13.86

6. *EX = Exporte*

c_0	81.1E+03	79.2E+02	22.8E-01
c_1	-94.1E+02	75.6E+02	12.5E-01
c_2	40.4E+02	23.5E+02	17.2E-01
c_3	-65.8E+01	32.7E+01	20.2E-01
c_4	52.3E+00	22.4E+00	23.3E-01
c_5	-19.2E-01	74.3E-02	25.8E-01
c_6	26.0E-03	95.0E-04	27.4E-01
R^2	adjusted = 0.987	DW = 1.66	F = 316.7

7. *IM = Importe*

c_0	18.8E+03	42.8E+02	44.0E-01
c_1	62.8E+01	14.0E+02	44.9E-02
c_2	38.1E+01	12.4E+01	30.8E-01
c_3	-10.5E+00	31.3E-01	33.4E-01
R^2	adjusted = 0.979	DW = 1.99	F = 380.9

TABELLE 2

Zyklen der griechischen Wirtschaft
Das Bruttoinlandsprodukt und seine Komponenten für die Jahre 1960
bis 1984 zu Preisen von 1970
Periodenlänge in Jahren - einfaches R² in Klammern

CP	7.0 (0.34)	5.7 (0.27)	3.0 (0.16)	
CG	7.5 (0.37)	5.6 (0.13)	3.3 (0.10)	
FI	10.7 (0.39)	6.8 (0.42)	3.5 (0.14)	
II	10.1 (0.27)	5.1 (0.29)	3.9 (0.09)	
EX	8.06 (0.13)	6.1 (0.40)	3.5 (0.18)	
IM		6.5 (0.20)	4.8 (0.28)	2.9 (0.14)
GDP	7.7 (0.53)	5.8 (0.16)	3.8 (0.12)	

TABELLE 3

Zyklen der griechischen Wirtschaft

Das Bruttoinlandsprodukt und seine Komponenten für 1960 bis 1984 in
Preisen von 1970

Geschätzte Koeffizienten der periodischen Funktion, Standardfehler (in
Klammern) und multiples R^2

	cycle	frequency	amplitude	phase	R^2
	i	w_i	a_i	e_i	
GDP	1	0.82 (0.35E-01)	62.3E+02 (11.5E+02)	-4.18E+00 (5.29E-01)	0.777
	2	1.08 (0.63E-01)	34.4E+02 (11.7E+02)	2.05E+00 (9.65E-01)	
	3	1.65 (0.52E-01)	30.8E+02 (10.6E+02)	2.79E+00 (7.63E-01)	
CP	1	0.89 (0.41E-01)	25.5E+02 (53.7E+01)	-4.65E+00 (6.64E-01)	0.792
	2	1.10 (0.45E-01)	22.5E+02 (56.0E+01)	3.90E+00 (6.94E-01)	
	3	2.13 (0.41E-01)	17.4E+02 (50.1E+01)	1.81E+00 (6.14E-01)	
CG	1	0.83 (0.52E-01)	6.81E+02 (1.91E+02)	-1.36E+00 (7.87E-01)	0.552
	2	1.12 (0.76E-01)	4.09E+02 (1.99E+02)	1.08E-01 (1.17E+00)	
	3	1.88 (0.78E-01)	3.51E+02 (1.93E+02)	1.39E+00 (1.19E+00)	
FI	1	0.59 (0.35E-1)	59.3E+02 (11.4E+02)	-7.54E-01 (5.09E-01)	0.777
	2	0.93 (0.35E-1)	63.5E+02 (12.1E+02)	5.67E-01 (4.29E-01)	
	3	1.77 (0.46E-01)	35.5E+02 (11.3E+02)	1.34E+00 (6.96E-01)	
II	1	0.62 (0.45E-01)	32.4E+02 (10.4E+02)	-2.93E+00 (6.41E-01)	0.570
	2	1.23 (0.45E-01)	34.0E+02 (10.7E+02)	-3.28E-01 (6.64E-01)	
	3	1.62 (0.82E-01)	19.1E+02 (10.5E+02)	1.62E+00 (1.24E+00)	
EX	1	0.78 (0.65E-01)	13.9E+02 (50.8E+01)	-3.41E+00 (8.87E-01)	0.5998
	2	1.03 (0.34E-01)	24.9E+02 (52.7E+01)	-2.02E+00 (4.91E-01)	
	3	1.78 (0.43E-01)	16.5E+02 (53.5E+01)	3.56E-01 (6.34E-01)	
IM	1	0.97 (0.51E-01)	27.1E+02 (10.4E+02)	-4.32E-01 (7.76E-01)	0.544
	2	1.31 (0.44E-01)	31.7E+02 (10.5E+02)	2.66E-01 (6.54E-01)	
	3	2.19 (0.67E-01)	21.9E+02 (10.0E+02)	7.68E-01 (9.88E-01)	

TABELLE 4A

Hauptgipfel der wirtschaftlichen Größen¹

- 1) Bezogen auf die Summe aller Komponenten
- 2) Das Jahr in Klammern zeigt einen Aufschwung, von dem man noch nicht weiß, ob er zu einem Höhepunkt wird
- 3) Spalten mit mehr als einem Jahr beziehen sich auf Flachstücke.

<i>MAGN.</i>	<i>GDP</i>	<i>FI</i>	<i>II</i>	<i>CP</i>	<i>CG</i>	<i>EX</i>	<i>IM</i>
Y	65 —	65 —	65 70	65 —	67 69/70	66 —	65 —
E	73	73	73	73	75	73	73
A	79	79	80	78/79	79	79/80	79
R	(84)	(84)	(84)	(84)	82	(84)	—

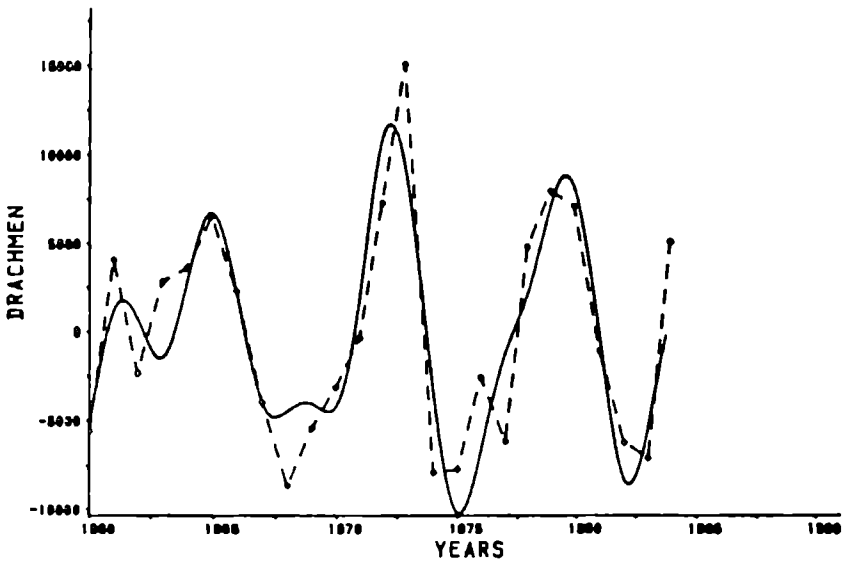
TABELLE 4B

Haupttalsohlen der Größen²

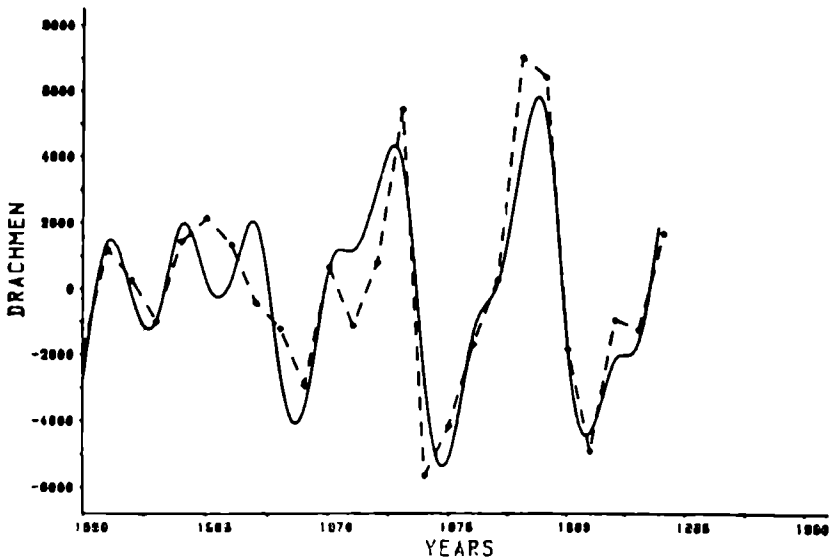
- 1) Bezogen auf die Summe aller Komponenten
- 2) Spalten mit mehr als einem Jahr beziehen sich auf Flachstücke.

<i>MAGN.</i>	<i>GDP</i>	<i>FI</i>	<i>II</i>	<i>CP</i>	<i>CG</i>	<i>EX</i>	<i>IM</i>
Y	62	63	62	63	63	65	—
E	68 —	67 —	68 —	69 —	68 —	68 71	68 71
A	74	74/75	72	74	73	75	74/75/76
R	77 83	— 81	77 83	— 81	78 80	77 82	80/81

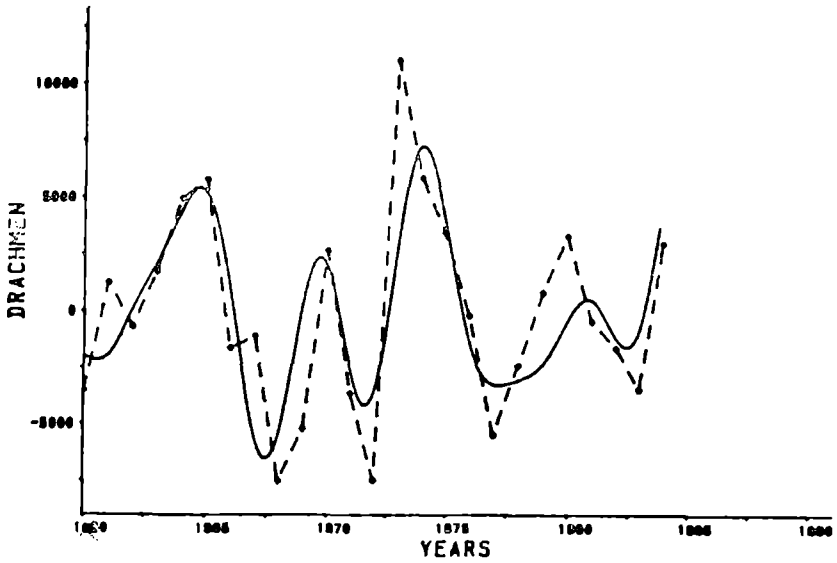
GREEK DATA AT 1970 PRICES
GDP - DEVIATIONS FROM 3RD ORDER POLYNOMIAL TREND
SUM OF THE THREE CYCLES



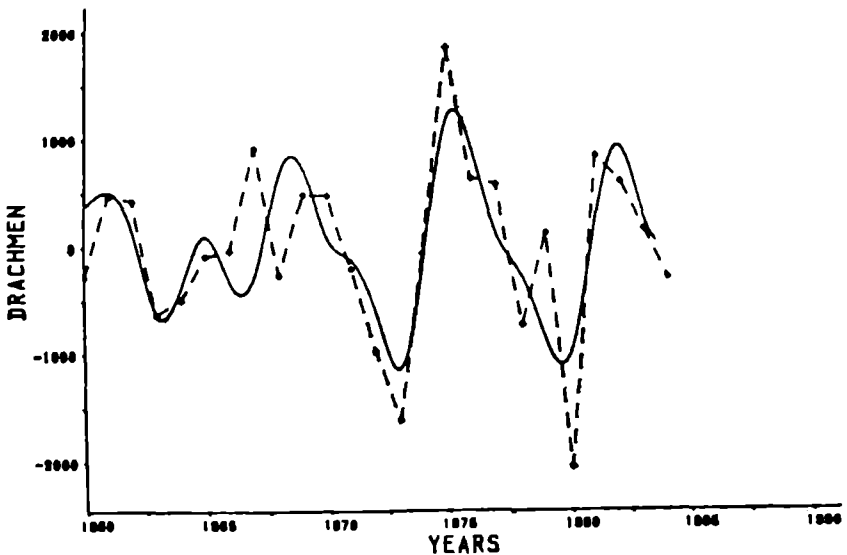
GREEK DATA AT 1970 PRICES
CP - DEVIATIONS FROM 3RD ORDER POLYNOMIAL TREND
SUM OF THE THREE CYCLES



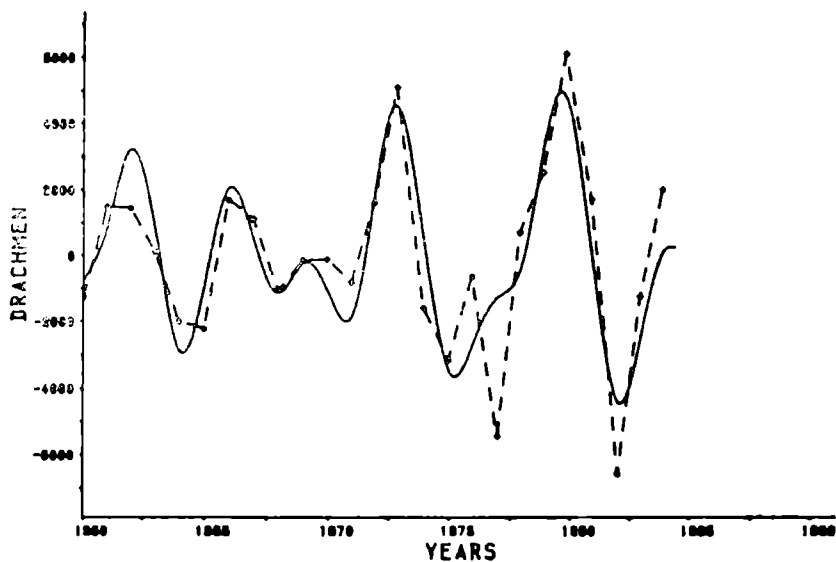
GREEK DATA AT 1970 PRICES
 II - DEVIATIONS FROM 3RD ORDER POLYNOMIAL TREND
 SUM OF THE THREE CYCLES



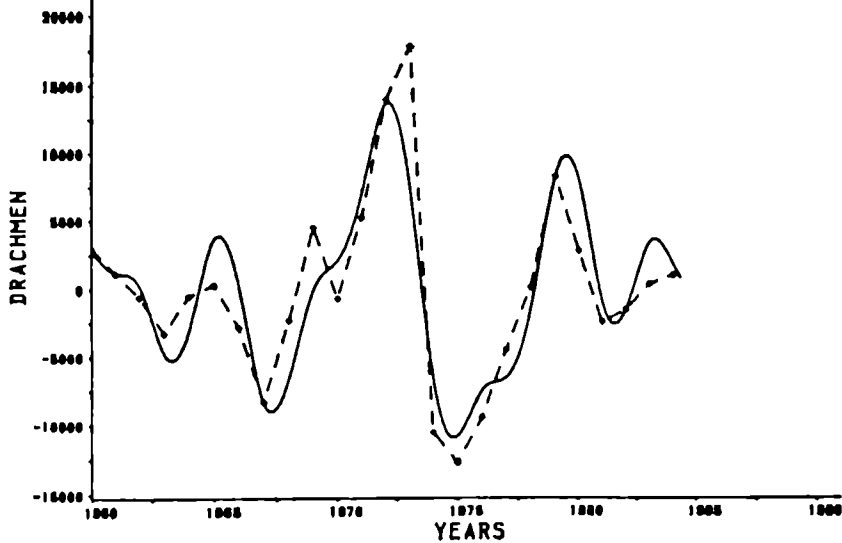
GREEK DATA AT 1970 PRICES
 CG - DEVIATIONS FROM 6TH ORDER POLYNOMIAL TREND
 SUM OF THE THREE CYCLES



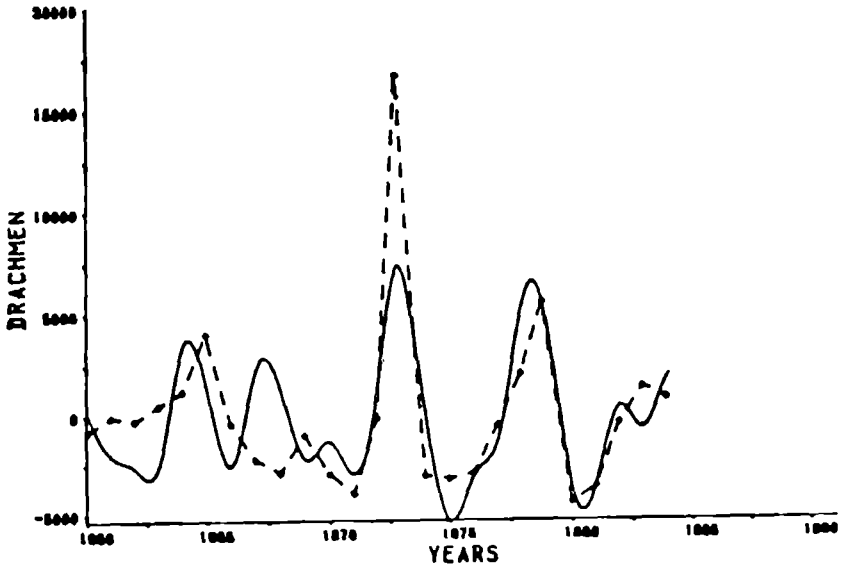
GREEK DATA AT 1970 PRICES
 EX - DEVIATIONS FROM 6TH ORDER POLYNOMIAL TREND
 SUM OF THE THREE CYCLES



GREEK DATA AT 1970 PRICES
 FI - DEVIATIONS FROM 3RD ORDER POLYNOMIAL TREND
 SUM OF THE THREE CYCLES



GREEK DATA AT 1970 PRICES
IM - DEVIATIONS FROM 3RD ORDER POLYNOMIAL TREND
SUM OF THE THREE CYCLES



ZWEITES KAPITEL; DAS MODELL

1. Einführung

Man kann die Datenanalyse so durchführen, daß sie eine echte Vorstufe zur Modellschätzung darstellt (vgl. C. Hillinger (1984)). Dabei werden die ökonomischen Variablen, die auch endogen das Konjunkturmodell bestimmen, nämlich das Bruttosozialprodukt, die Ausrüstungsinvestitionen, die Lagerveränderungen und die Restnachfrage, simultan auf ihre zyklische Struktur hin untersucht. Man unterstellt das Vorhandensein zweier Zyklen, die in allen vier Zeitreihen die gleiche Frequenz besitzen, während die Amplituden und Phasenparameter beider Zyklen für jede Zeitreihe gesondert geschätzt werden. Ergebnisse für verschiedene Länder finden sich in Hillingers Artikel (vgl. C. Hillinger (1982b) und (1984)).

2. Theoretische Spezifikation des Modells

Zunächst wird angenommen, daß die Variablen des Modells mit einer konstanten Rate g wachsen. Da das Modell in Differentialgleichungen formuliert ist, bedeutet diese erste Annahme, daß wir es mit einem Modell mit exponentiellem Wachstum zu tun haben, eine Annahme, die weniger ihrer empirischen Überzeugungskraft wegen gewählt wurde als vielmehr wegen ihrer theoretische Eleganz. Wie wir in Kapitel 7 gesehen haben, ist konstantes Wachstum eine nur selten angemessene Formulierung des Trends; wenn sie hier dennoch zugrundegelegt wird, so geschieht das in erster Linie, weil keine anders formulierten Wachstumsmodelle entwickelt sind. Außerdem dürfen wir hoffen, daß der Fehler bei unseren relativ kurzen Zeitreihen nicht zu groß wird. Bei der empirischen Spezifikation wird die Annahme außerdem leicht abgeschwächt, indem ein zeitabhängiger Parameter eingeführt wird.

Das konstante Wachstum kommt laut Annahme besonders deutlich in der Restnachfrage Z zum Ausdruck, die folgendermaßen definiert ist

$$Z(t) = Q(t) - IA(t) - II(t); \quad (1)$$

dabei bezeichnet $Q(t)$ das Bruttosozialprodukt und $IA(t)$ die Nettoausrüstungsinvestitionen, während $II(t)$ als Lagerinvestitionen bekannt sind. Für die Restnachfrage wird vereinfacht angenommen, daß sie exponentiell wächst; es gilt also

$$DZ(t) = gZ(t) \quad \text{mit} \quad D = d/dt. \quad (2)$$

Die Grundidee der Investitionsfunktion ist eine Neuformulierung des flexiblen Akzelerators (vgl. C. Hillinger (1982a); (1984) und (1985)). Dabei geht man vom einfachen Bestandsanpassungsprinzip — hier noch allgemein formuliert —

$$DK(t) := I(t) = a(K^*(t) - K(t)) \quad (3)$$

aus. $K(t)$ beschreibt hier den tatsächlichen und $K^*(t)$ den angestrebten Kapitalbestand. $K^*(t)$ wird im Folgenden proportional zur Restnachfrage angenommen

$$K^*(t) = wZ(t). \quad (4)$$

Interpretiert man $I(t)$ aus (3) als angestrebte Investition $I^*(t)$, die nicht augenblicklich realisiert werden kann — dafür kann es viele Gründe geben, wie Kapazitätsengpässe, längere Ausreifungszeiten, etc. —, so können wir eine zweite Anpassung zwischen der angestrebten und tatsächlichen Investition annehmen, die die aktuelle Veränderung der Investition beschreibt

$$DI(t) = b(I^*(t) - I(t)). \quad (5)$$

Setzt man $I^*(t)$ ein, so erhält man

$$\begin{aligned} DI(t) &= b(a(K^*(t) - K(t)) - I(t)) & (6) \\ &= b(a(wZ(t) - K(t)) - I(t)). \end{aligned}$$

Der Ausdruck (6) läßt sich vereinfachen zu

$$DI(t) = c(wZ(t) - K(t)) \quad \text{mit} \quad c = ba, \quad (7)$$

wenn man unterstellt, daß die erste Anpassung (vgl. 3) dominant ist.

Benutzt man diesen neuformulierten Akzelerator zur Spezifizierung der Investitionsfunktion, so erhalten wir

$$(9.8) \quad DIA(t) = a(wZ(t) - K(t)) + bZ(t); \quad (8)$$

dabei beschreibt der zweite Term auf der rechten Seite das allgemeine Anwachsen der Mettoausrüstungsinvestitionen in Abhängigkeit von der Restnachfrage $Z(t)$. Den Parameter b , werden wir später bestimmen.

Das Teilmodell des Ausrüstungszyklus 2) und 8) schließen wir mit Hilfe der Identität

$$DKA(t) = IA(t); \quad (9)$$

denn die Veränderungsrate des Kapitals an Ausrüstungen $KA(t)$ ist definitionsgemäß gleich den Ausrüstungsinvestitionen $IA(t)$.

Der kürzere Lagerzyklus wird mit Hilfe einer Produktionsfunktion modelliert, indem man einen einfachen Bestandsanpassungsprozeß für die Lager unterstellt

$$DQ(t) = a_i(w_i(Z(t)+IA(t)) - KI(t)) + b_iZ(t). \quad (10)$$

In 10) ist der angestrebte Lagerbestand proportional zur Restnachfrage plus den Ausrüstungsinvestitionen, während der zweite Term wieder das allgemeine Wachstum der Produktion in Abhängigkeit von der Restnachfrage darstellt. Der Index i steht für englisch inventories, während e equipment memoriert.

Ähnlich wie das Teilmodell des Ausrüstungszyklus schließen wir das Teilmodell des Lagerzyklus mit der Identität

$$DKI(t) = Q(t) - Z(t) - IA(t), \quad (11)$$

so daß wir das gesamte Modell folgendermaßen in Matrixform schreiben können

$$(12) \quad \begin{bmatrix} DZ(t) \\ DIA(t) \\ DKA(t) \\ DQ(t) \\ DKI(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_e w_e + b_e & 0 & -a_e & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_i w_i + b_i & a_i w_i & 0 & 0 & -a_i \\ -1 & -1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z(t) \\ IA(t) \\ KA(t) \\ Q(t) \\ KI(t) \end{bmatrix}$$

oder kompakter

$$DX(t) = AX(t).$$

3. Gleichgewichtsanalyse

Wir wollen nun sehen, wie sich das Modell 12) im Gleichgewicht verhält, das heißt, wenn alle Anpassungsvorgänge abgeschlossen sind.

In unserem Modell wird das Gleichgewicht nicht als statischer Zustand beschrieben, sondern als Wachstum mit konstanter Rate g . Die Tatsache, daß alle Modellvariablen mit derselben Rate wachsen, muß kurz gezeigt werden. Dazu fassen wir alle Beziehungen zusammen, die im gleichgewichtigen Zustand Gültigkeit behalten

$$\begin{aligned}
 \text{(a)} \quad & DZ(t) = gZ(t) \\
 \text{(b)} \quad & DIA(t) = b_e Z(t) \\
 \text{(c)} \quad & DKA(t) = IA(t) \\
 \text{(d)} \quad & DQ(t) = b_i Z(t) \\
 \text{(e)} \quad & DKI(t) = Q(t) - Z(t) - IA(t) \\
 \text{(f)} \quad & KA(t) = w_e Z(t) \\
 \text{(g)} \quad & KI(t) = w_i (Z(t) + IA(t)).
 \end{aligned} \tag{13}$$

Wenn wir diese Gleichungen genauer analysieren, fällt auf, daß die Modellparameter nicht alle unabhängig voneinander sind, sondern daß bestimmte Parameterrestriktionen bei der Schätzung berücksichtigt werden müssen.

Differenziert man 13f) zweimal und setzt 13a) ein, so erhält man

$$\begin{aligned}
 D^2KA(t) &= DIA(t) = w_e D(DZ(t)) \\
 &= w_e D(gZ(t)) = w_e g^2 Z(t).
 \end{aligned} \tag{14}$$

Da 14) gleich 13b) ist, ergibt sich für b_e

$$b_e = w_e g^2. \tag{15}$$

Differenziert man nun 13g) und setzt $DZ(t)$ und $DIA(t)$ aus 13a,b) ein, so erhalten wir $DKI(t) = w_i (g + w_e g^2) Z(t)$, was mit 13e) gleichgesetzt werden muß. Setzt man für $IA(t) = w_e g Z(t)$ (aus 13c und 13f) ein, erhalten wir

$$Q(t) = (w_i g + 1) (w_e g + 1) Z(t). \tag{16}$$

Nimmt man eine proportionale Beziehung z zwischen dem Bruttosozialprodukt $Q(t)$ und der Restnachfrage $Z(t)$ an, dann läßt sich die folgende Parameterrestriktion

$$z = 1 / [(w_i g + 1) (w_e g + 1)] \tag{17}$$

ableiten.

Differenziert man 16) weiter und benutzt 13a und d), dann sieht

man sofort, daß sich die Wachstumsrate b_i von $Q(t)$ schreiben läßt als $b_i = g/z$.

Damit wurde gezeigt, daß alle Wachstumsraten des Modells mit der Rate g übereinstimmen, bzw. sich proportional zum Wachstum der Restnachfrage verhalten. Sie sind lediglich für jede Zeitreihe anders gewichtet, wenn der Wachstumsterm stets in $Z(t)$ ausgedrückt werden soll. Schauen wir nochmals kurz die Parameterrestriktion 17) an, so läßt sich die Systemwachstumsrate g auch in Abhängigkeit von den übrigen Parametern w_i , w_c und z darstellen. Es ergibt sich eine quadratische Gleichung in g , die man analog zur Harrod-Domar-Form der Wachstumsrate interpretieren kann (vgl. C. Hillinger (1985)).

Bisher sind wir stets von konstanten Parametern ausgegangen; leider läßt sich diese einfache Annahme nicht aufrechterhalten, wenn man sich die empirischen Daten genauer ansieht. Vor allem beim Kapitalkoeffizienten w_c ist ein permanenter Anstieg im Beobachtungszeitraum festzustellen, so daß die Annahme eines konstanten Parameters auch approximativ nicht akzeptiert werden kann. Wir haben deshalb w_c^* als einfache lineare Funktion der Zeit

$$w_c^* = w + w_g t \quad (18)$$

spezifiziert. Mit diesem zeitabhängigen Parameter verlassen wir den Bereich der einfachen Differentialgleichungen. Das führt ohne Zweifel zu Schwierigkeiten bei der Schätzung, die sich allerdings beherrschen lassen, da, wie wir später sehen werden, die beiden Zyklen bei konstanter Amplitude Frequenzen besitzen, die nur von den Anpassungsgeschwindigkeiten a_c und a_i abhängen. Die Zeitabhängigkeit von w_c^* führt dazu, daß bei Annahme eines konstanten Verhältnisses von $Q(t)$ und $Z(t)$ — eine durchaus realistische Annahme — die Systemwachstumsrate g ebenfalls zeitabhängig ist (vgl. 17), mit anderen Worten, es ist möglich, daß das Modell mit abnehmender Rate wächst. Genau diese Tatsache können wir an den Daten beobachten.

4. Ökonometrische Spezifikation des Modells

Da unser Modell 12) aus einem System von Differentialgleichungen besteht, muß der stochastische Rahmen des Modells etwas anders formuliert werden, als wir es beim linearen Gleichungssystem gewohnt sind. Wir fügen deshalb an alle Verhaltensgleichungen additive Störterme an

$$DX(t) = AX(t) + U(t), \quad (19)$$

die sich in einem Vektor $U(t)$ zusammenfassen lassen. $U(t)$ stellt einen vektoriellen homogenen stochastischen Prozeß

$$U(t) = dV(t)/dt \quad (20)$$

dar (vgl. J.D. Sargan (1976); C. R. Wymer (1972); G. Gandolfo (1981), S. 74f), der analog zum linearen Modell folgende Eigenschaften erfüllen soll. Er habe einen Erwartungswert von Null

$$E(V(t)) = 0 \quad \text{für alle } t \quad (21)$$

und eine Kovarianzmatrix Σ , die lediglich aus Konstanten besteht. Für sie gelte

$$E((V(t_1) - V(t_2)) (V(t_3) - V(t_4)) S) = 0 \quad (22)$$

für alle $t_1 < t_2 < t_3 < t_4$ und

$$E((V(t+h) - V(t)) (V(t+h) - V(t)) S) = \Sigma |h|.$$

Da das Modell kontinuierlich formuliert ist — auf die Vorteile von Differentialgleichungen wollen wir hier nicht weiter eingehen —, uns aber für die Schätzung nur Beobachtungen an diskreten Zeitpunkten bzw. für bestimmte Zeiträume zur Verfügung stehen, muß das Modell in eine diskrete Form gebracht werden, ehe wir es mit der FIML-Methode (full information maximum likelihood method) schätzen können.

Bei der Transformation in ein diskretes Modell kann man grundsätzlich zwei Wege beschreiten: man kann einmal von der Lösung des Differentialgleichungssystems ausgehen und die exakt analoge Form des Modells ableiten (vgl. P.C.B. Phillips (1976a) und (1976b); G. Gandolfo (1981), S. 75f) — die Lösung fällt in unserem Fall besonders einfach aus, da das betrachtete Modell keine exogenen Variablen enthält und deshalb lediglich die homogene Lösung bestimmt werden muß (vgl. F. R. Gantmacher (1959), Vol. I, S. 113 und 122; Kaplan); zum andern kann man das Modell diskret approximieren, indem man die Ableitungen selber annähert (vgl. G. Gandolfo (1981), S. 85ff).

Wir wollen den ersten Weg hier nur kurz andeuten; denn bei der Schätzung werden wir uns ganz auf die zweite Transformation konzentrieren. Bildet man die Lösung von (9.12)

$$\begin{aligned} X(t) &= X(0)\exp(At) + S_{0,t} \exp(A(t-s)) V(s)ds \\ &= X(0)\exp(At) + S_{0,t} \exp(A(t-s)) dV(s), \end{aligned} \quad (23)$$

bestimmt sie auch für den Zeitpunkt $(t-1)$ und bildet die zeitliche Differenz, so erhält man nach einigen Zwischenschritten

$$X(t) = \exp(A)X(t-1) + S_{0,1} \exp(As) dV(t-s), \quad (24)$$

unsere gesuchte exakte analoge Form. Diese vergleichsweise einfache Formulierung ist nur gültig, wenn wir es mit Bestandsvariablen zu tun haben, die zu bestimmten Zeitpunkten beobachtet werden wie unsere Kapitalbestandsdaten $KA(t)$ und $KI(t)$. Für Stromvariablen wie $Q(t)$, $Z(t)$ und $IA(t)$ müssen wir das Periodenintegral von (9.23) berechnen, das sich allgemein folgendermaßen schreiben läßt

$$\begin{aligned} (1/h) \int_{t-h}^t X(s) ds &= \exp(Ah) (1/h) \\ &+ \int_{t-h}^t X(s-h) ds + (1/h) \int_{t-h}^t S_{0,t-h} \\ &+ S_{0,h} \exp(As) dV(r-s) dr. \end{aligned} \quad (25)$$

Für den Fall, daß wir mit Jahresdaten arbeiten, beträgt die Zeiteinheit $h=1$. Die Tatsache, daß in unserem Modell (9.12) sowohl Bestands — als auch Stromgrößen vorkommen, führt jedenfalls zu einer zusätzlichen Schwierigkeit; denn wir müssen entweder die Stromgrößen approximieren, wenn wir die Formulierung 24) verwenden, oder aber die Bestandsdaten annähern, wenn 25) als Ausgangspunkt gewählt werden. Wir wollen hier nicht weiter in die Details eindringen, sondern nur noch erwähnen, daß die zu lösende Minimierungsaufgabe folgende Form hat

$$\min S = uSu = (x_t - \exp(A)x_{t-1}) S (x_t - \exp(A)x_{t-1}), \quad (26)$$

die allerdings bei zeitabhängigen Parametern einen enormen Rechenaufwand erfordert, da der Term $\exp(A)$ für jeden Zeitpunkt t , nämlich $\exp(A(t))$ mit Hilfe einer Taylorreihe entwickelt werden muß (vgl. W. Kaplan (1958), S. 292ff). Dieser Einwand wiegt umso schwerer, als die Minimierung iterativ durchgeführt wird.

Es ist daher verständlich, daß es wesentlich einfacher ist, die Ableitungen in 12) direkt anzunähern, vor allem da Phillips (1974; vgl. G. Gandolfo (1981), S. 87) gezeigt hat, daß der Approximationsfehler klein ist. Wir brauchen also in einer ersten Variante nur $Dx(t)$ durch die einfachen Rückwärtsdifferenzen $x_t(t)$ ersetzen und das Modell so umformen, daß alle Parameterrestriktionen erfüllt werden und das Modell mit FIML direkt geschätzt werden kann. Bei diesem Vorgehen taucht ein wichtiges Problem auf, daß die Störvariablen nämlich nicht mehr

unkorreliert sind. Diese Fehlspezifikation verzerrt die Ergebnisse deutlich. Bei der praktischen Arbeit hat sich gezeigt, daß zentrale Differenzen wesentlich bessere Ergebnisse liefern, auch wenn zusätzlich Informationen für die Schätzung verlorengehen. Im Folgenden fassen wir kurz die vorgenommenen Approximationen zusammen:

- (a) In allen Gleichungen sind die Variablen als Periodenintegrale formuliert.
- (b) $Dx(t)$ wird ersetzt durch $(1/2)(x_{t+1} - x_{t-1})$, wenn $x(t)$ eine Stromgröße ist, also bei $Q(t)$, $z(t)$ und $IA(t)$. Diese Approximation setzt voraus, daß der Wert der Periodenintegrale, wie sie in den Statistiken zur Verfügung stehen, dem Mittelpunkt der Beobachtungsperiode zugeordnet werden.
- (c) Ist $x(t)$ eine Bestandsgröße, wie $KA(t)$ oder $KI(t)$, so nähern wir $Dx(t)$ durch $x_{t+1} - x_t$ an, da die Daten für die BRD am Jahresanfang gegeben sind und die Veränderung der Kapitalbestände nichts anderes sind als die entsprechenden Stromgrößen $IA(t)$ und $II(t)$.

Unsere zweite Spezifikation, die geschätzt wurde, sieht zusammengefaßt folgendermaßen aus

$$(a) \quad Z_{t+1} = Z_{t-1} + 2gZ_t$$

$$(b) \quad IA_{t+1} = IA_{t-1} + 2(w+w_g t)(a_c+g^2)Z_t \\ - a_c(KA_{t+1} + KA_t)$$

$$27) (c) \quad KA_{t+1} = KA_t + IA_t$$

$$(b) \quad Q_{t+1} = Q_{t-1} + 2(a_i w_i + g(1+w_i g)(w+w_g t)g+1)Z_t \\ + 2a_i w_i IA_t - a_i(KI_{t+1} + KI_t)$$

$$(e) \quad KI_{t+1} = KI_t + Q_t - Z_t - IA_t$$

Es bleibt noch die Frage zu beantworten, wie das Problem der Autokorrelation der Störvariablen reduziert werden kann. Wir sind zwei Wege gegangen, zum einen haben wir einen einfachen AR(1)-Prozeß in den Störvariablen unterstellt und mit Hilfe der geschätzten \hat{u}_t einer ersten vorläufigen Schätzung den Korrelationskoeffizienten \hat{r} bestimmt. Für die zweite Schätzung wurden die transformierten Variablen x_t^* , ($x_t^* = (1-\hat{r}L)x_t$; L bezeichnet den Lag-Operator) benutzt. Dieses Vorgehen wurde iterativ solange wiederholt, bis sich keine Verbesserung bei der DW-Statistik mehr feststellen ließ.

Wymer (1976) hat die Autokorrelation in den Störvariablen gründlicher untersucht und festgestellt, daß sich der AR-Prozeß in $u(t)$ folgendermaßen approximieren läßt

$$u(t) = (1 + 0.268L) e(t) ; \quad (28)$$

dabei ist $e(t)$ eine zeitlich unkorrelierter Störprozeß. Die Daten sind folglich mit $(1 + 0.268L)^{-1}$ zu multiplizieren. Entwickelt man $(1 + 0.268L)^{-1}$ in einer Taylorreihe bis zum dritten Glied, dann läßt sich die Transformation der Daten mit $(1 - 0.268L + 0.268^2L^2 - 0.268^3L^3)$ durchzuführen. Beide Vorschläge, die Autokorrelation zu reduzieren, sind erfolgreich und verbessern das Schätzergebnis erheblich, wobei Wymers Vorschlag wahrscheinlich vorzuziehen ist. Jedenfalls ist die Frage, wie man am besten das Problem der Autokorrelation löst, noch nicht endgültig beantwortet.

5. Die Schätzergebnisse und das dynamische Verhalten des Modells

Bevor wir die Ergebnisse kurz kommentieren, müssen wir uns daran erinnern, daß das dynamische Verhalten eines homogenen Differentialgleichungssystems durch die Eigenwerte der Systemmatrix A bestimmt ist. Die Eigenwerte aber sind die Lösung des charakteristischen Polynoms $\det(A - I)$, wobei I die Einheitsmatrix bezeichnet. Für unser Modell 12) erhalten wir die drei Lösungen

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= g \\ \lambda_{2/3} &= \pm i(a_e)^{1/2} \\ \lambda_{4/5} &= \pm i(a_1)^{1/2}. \end{aligned} \quad (29)$$

Da die konjugiert-komplexen Lösungen keinen reellen Term besitzen, werden Zyklen mit konstanten Amplituden erzeugt, was durchaus den Befunden der Datenanalyse entspricht. Weiter sieht man, daß der zeitabhängige Parameter w^*_e keinen Einfluß auf die Form der Zyklen hat, sondern wie erwähnt nur die Wachstumsrate g beeinflusst, ein Effekt, der durchaus erwünscht war; denn die empirisch schwer vertretbare Annahme konstanten Wachstums des Modells wurde auf diese Weise gemildert.

Betrachten wir nun die Ergebnisse in Tabelle 9.1, so sind bei Verwendung von Rückwärtsdifferenzen lediglich zwei nahe beieinanderlie-

gende kurze Zyklen geschätzt worden, die den Ergebnissen der Datenanalyse nicht entsprechen.

TABELLE 1

Modellschätzung- Approximation mit Rückwärtsdifferenzen

	Schätzwert	t-Statistik
g	0.0543	10.07
w	0.799	76.02
w _g	0.0151	18.23
w _i	0.257	134.40
a _e	2.605	3.77
a _i	3.117	3.15
$\lambda_{2/3} = 1.614$	p ₁ = 3.89	
$\lambda_{4/5} = 1.766$	p ₂ = 3.56	
DW ₁ = 1.310	DW ₂ = 0.733	DW ₃ = 0.835

Die Anwendung der beiden Methoden zur Reduktion der Autokorrelation in den Störungen führte leider nicht zu stabilen Schätzergebnissen, so daß wir die Rückwärtsdifferenzen für unser Modell als untauglich zurückweisen dürfen.

Tabelle 2 enthält die Schätzungen des Modells, wenn die Ableitungen mit zentralen Differenzen angenähert wurden.

TABELLE 2

Modellschätzungen- Approximation mit zentralen Differenzen

	Schätzwert	t-Statistik
<i>ohne Berücksichtigung der Autokorrelation</i>		
g	0.0564	10.34
w	0.715	37.41
w _g	0.0132	6.81
w _i	0.256	103.57
a _e	0.682	2.67
a _i	3.385	4.32
$\lambda_{2/3} = 0.8267$	p ₁ = 7.6	
$\lambda_{4/5} = 1.840$	p ₂ = 3.41	
DW ₁ = 0.607	DW ₂ = 0.398	DW ₃ = 0.798

erste Berücksichtigung der Autokorrelation

g	0.0524		7.82
w	0.752		36.49
w_g	0.0126		7.91
w_i	0.258		58.04
a_e	0.607		7.32
a_i	3.340		5.80
$\lambda_{2/3} = 0.779$	$p_1 = 8.06$	$\hat{r} = 0.471$	
$\lambda_{4/5} = 1.829$	$p_2 = 3.73$		
$DW_1 = 0.896$	$DW_2 = 1.052$	$DW_3 = 1.064$	

zweite Berücksichtigung der Autokorrelation (Wymer)

g	0.053		8.39
w	0.769		36.17
w_g	0.0126		6.85
w_i	0.258		53.11
a_e	0.778		4.64
a_i	1.693		4.06
$\lambda_{2/3} = 0.882$	$p_1 = 7.12$		
$\lambda_{4/5} = 1.301$	$p_2 = 4.83$		
$DW_1 = 0.746$	$DW_2 = 0.706$	$DW_3 = 0.961$	

Die Ergebnisse widersprechen schon ohne Korrektur der Autokorrelation nicht dem Befund der Datenanalyse. Die Periodenlängen liegen mit 7.6 und 3.41 Jahren im richtigen Bereich, auch wenn der lange Zyklus etwas zu kurz ausgefallen ist. Die übrigen Parameterschätzungen sind ebenfalls sehr überzeugend. Verwendet man die erste Methode, um die angezeigte Autokorrelation (vgl. die DW-Werte) zu reduzieren, so wird der lange Zyklus jetzt eher zu lang ausgewiesen, während der kurze Zyklus fast exakt den Ergebnissen der Datenanalyse entspricht.

Wenn wir zum Schluß unsere vielen Ergebnisse und Überlegungen rückblickend überschauen, so dürfen wir festhalten, daß man angesichts der überzeugenden Ergebnisse der direkten Zyklusanpassung, die weitgehend von den Spektralschätzungen gedeckt wurden, davon ausgehen darf, daß man das Konjunkturphänomen als Überlagerung mehrerer Zyklen mit fester Periode interpretieren kann. Die Einwände gegen diese These sind aufgrund methodischer Schwächen erklär- und widerlegbar. Damit ist allerdings nicht der Nutzen von ARMA-Modellen für die Prognose von ökonomischen Zeitreihen in irgendeiner Weise in Frage

gestellt, aber ihr Erklärungswert für das Konjunkturphänomen darf bezweifelt werden. Auf keinen Fall aber darf man voraussetzen, daß Konjunktur selbstverständlich allein mit ARMA-Modellen beschrieben werden kann, wie es bisweilen in der Literatur geschieht.

Die Bestätigung unserer These zum Verlauf der Konjunktur — zumindestens in den untersuchten ökonomischen Zeitreihen — sollte Mut machen, auch modelltheoretisch dieser wichtigen und interessanten Frage wieder mehr Aufmerksamkeit zu widmen. Das Schlußkapitel hat gezeigt, daß wichtige Schritte auf dem Weg zu realitätsnahen Konjunkturmodellen schon geleistet sind.

Literaturverzeichnis

- Abramowitz Moses (1950): *Inventories and Business Cycles*. New York, National Bureau for Economic Research.
- Amemiya Takeshi (1983): "Nonlinear regression models", in: *Grilliches and Intrilligator*, vol. I, Ch. 6.
- Blinder Alan (1981): "Inventories and the structure of mocomodels", in: *American Economic Review*, 72, 2, P. 11-16.
- Hayes J. G. (1970): "Curve fitting by polynomials in one variable", in: J. G. Hayes ed., *Numerical Approximation to Functions and Data*, London.
- Hillinger Claude (1982): "Business cycles are alive and well", in: *Economic Letters*, 9.
- Hillinger Claude (1985): "Theorie und Empirie der Konjunkturzyklen. Soll erscheinen", in: *Berichte zur Konjunkturforschung*, Berlin.
- Theil Henry (1971): *Principles of Econometrics*, New York, John Wiley and Sons,
- Hung C. Hayya J. C. and Ord J. K. (1977): "A note on trend removal methods: the case of polynomial regression versus variate differencing", in: *Econometrica*, 45.
- Nelson C. R. and Kang H. (1981): "Spurious periodicity in inappropriately detrended time series", in: *Econometrica*, 49.