

SCHÄTZUNG VON FAKTORNACHFRAGEFUNKTIONEN
FÜR ÖSTERREICH

Robert KUNST

Forschungsbericht/
Research Memorandum No. 189

Oktober 1983

Die in diesem Forschungsbericht getroffenen Aussagen liegen im Verantwortungsbereich des Autors und sollen daher nicht als Aussagen des Instituts für Höhere Studien wiedergegeben werden.

A B S T R A C T

This paper aims at the estimation of factor demand equations for the Austrian economy during the years 1964 to 1982 under the assumption of a Cobb-Douglas production function with constant returns to scale. The corresponding theory is outlined. The equations are estimated jointly and the results of these estimations are presented. The two closing sections are devoted to a thorough analysis of these results and their consequences. As the results do not conform with the underlying theory, this analysis focuses on the possible flaws in the approach.

Z U S A M M E N F A S S U N G

Zweck dieser Arbeit ist das Schätzen von Faktornachfragegleichungen für Österreich über die Jahre 1964 bis 1982, wobei man von einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen ausgeht. Der Weg von der Cobb-Douglas-Funktion zur Faktornachfragefunktion wird skizziert. Die Nachfragefunktionen für Kapital und Arbeit werden gemeinsam geschätzt und die Resultate aufgezeichnet. Die zwei abschließenden Abschnitte beschäftigen sich mit einer Analyse der Ergebnisse und der zu ziehenden Schlußfolgerungen. Da die Ergebnisse mit der zugrundeliegenden Theorie nicht übereinstimmen, wird der Auffindung der möglichen Konstruktionsfehler im Theoriegebäude besonderes Augenmerk gewidmet.

Vorbemerkung

Die vorliegende Arbeit baut auf einer Seminararbeit des Autors unter Betreuung von Professor R.M. Coen aus dem September 1982 auf. Während die Problemstellung und der Ansatz zu ihrer Lösung beibehalten wurde, wurden vor allem die Schätzungen in einigen wesentlichen Punkten modifiziert, wobei der Einfluß auf die Gesamtaussage allerdings wieder geringer war.

Neben Adaptierungen der Daten (z.B. des Kapitalstocks) an jüngere Resultate wurde vor allem die Rolle der Erwartungsbildung stärker in Rechnung gestellt. Neben der klassischen Formulierung aus dem Hickman/Coen-Ansatz, die erwartete Größen in t als Erwartungs- oder Planungsgrößen für $t+1$, gegeben die Information bis zum Zeitpunkt t , interpretiert, wurde auch die Modellierung berücksichtigt, daß Erwartungen in t auf den Zeitpunkt t gerichtet sind, unter Information $t-1$, sowie eine dritte Variante, in der die tatsächlichen Werte eingesetzt werden. Wieder werden drei verschiedene Zinssätze verwendet, und es erschien angemessen, diese Unterschiede auch in die Errechnung der Kapitalgüterpreise eingehen zu lassen.

Einleitung

Produktionsfunktionen beschreiben Beziehungen zwischen Faktor-Inputs (gewöhnlich nur Kapital und Arbeit) und Output oder Produktion. Alle diese Variablen hat man sich als geplante, langfristige Größen vorzustellen und nicht als tatsächliche Messungen, und auch die Produktionsfunktion gilt entsprechend als Planungsbeziehung. Angenommen die Produktionsfunktion hat die Form

$$Y^* = C \cdot \exp(G \cdot t) \cdot (K^*)^A (L^*)^{1-A} \quad 0 < A < 1$$

wo Y den Output, K den Kapitalstock und L den Input an Arbeit darstellt. Der Input an Arbeit wird entweder in Arbeitsstunden oder in Beschäftigten gemessen. Die Sternchen weisen auf geplante, erwartete oder gewünschte Mengen der entsprechenden Variablen hin. A, C und G sind Konstante, welche die Elastizität des Outputs in bezug auf das Kapital, das Niveau des Outputs sowie die Rate des technischen Fortschritts darstellen. Obige Funktion heißt Cobb-Douglas-(CD-) Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen. Es gibt mehrere alternative Ansätze für Produktionsfunktionen. Eine einfache Änderung stellt die Ersetzung von $1-A$ durch ein $B > 0$ dar, womit man eine CD-Funktion mit allgemeinen Skalenerträgen erhält. Auch diese Spezifikation wurde versucht, ergab aber keine Verbesserung der relevanten Resultate. Einige Schätzungen für die österreichische Wirtschaft, so Breuss (1975, 1978) und Schebeck & Thury (1976) schlagen den CD-Ansatz vor und verteidigen ihn sogar auf theoretischer Basis, da er die Konstanz der Verteilung zwischen Löhnen und Gewinnen reflektiert, welche die österreichische Sozialpartnerschaft garantieren soll. Die vorliegenden Ergebnisse suggerieren demgegenüber die Verwendung anderer Produktionsfunktionen, etwa CES, trans-

log etc., für welche sich jedoch die Konstruktion der Faktornachfragegleichungen wesentlich kompliziert, gelegentlich sogar verunmöglicht.

Da Daten über geplante oder erwartete Variable nicht vorliegen, ergeben sich Schwierigkeiten bei der Schätzung von Produktionsfunktionen. Daher schlagen Coen & Hickman (1970) den folgenden Zugang, der nur indirekt Schätzungen für die gesternten Variablen benötigt, nicht nur für einfache Faktornachfrageschätzungen vor, sondern auch für die Identifikation der Parameter der zugrundeliegenden Produktionsfunktion.

Wenn kostenminimierendes Verhalten seitens der Wirtschaftssubjekte unterstellt wird, läßt sich zeigen, daß der optimale Faktor-Input, gegeben der gewünschte Output und die erwarteten Faktorkosten (Preise), durch

$$L^*_t = (A/(1-A))^{-A} \cdot C^{-1} \cdot (Q^*_t/W^*_t)^A \cdot Y^*_t \cdot \exp(-G \cdot t)$$

und

$$K^*_t = (A/(1-A))^{1-A} \cdot C^{-1} \cdot (Q^*_t/W^*_t)^{-(1-A)} \cdot Y^*_t \cdot \exp(-G \cdot t)$$

gegeben ist. Hier wurden die Variablen mit Zeitindizes versehen. Q stellt den "Mietpreis" des Kapitals, W den nominalen Lohnsatz dar, und in diesen beiden Fällen stehen die Sternchen für erwartete (und nicht geplante) Größen.

Während auf die Bestimmung von Q^* , W^* , Y^* (vor allem autoregressiv) noch näher eingegangen werden soll, werden K und L auf ihre gesternten Gegenstücke durch

$$K_t/K_{t-1} = (K^*_t/K_{t-1})^{LK}, \quad L_t/L_{t-1} = (L^*_t/L_{t-1})^{LM}$$

bezogen, wobei LK und LM zwischen 0 und 1 liegen sollen und

die Anpassungsgeschwindigkeiten oder -raten für Kapital und Arbeit genannt werden. Der Hauptgrund, warum diese Raten von 1 verschieden sind, liegt in den mit Veränderungen in der Menge der Faktor-Inputs verbundenen Kosten, die bei den einzelnen Firmen anfallen (Installation, Training etc.). Diese Modellierung des Anpassungsprozesses hat sich bei anderen Daten bewährt, da sie aber prinzipiell heuristisch ist, mag es sein, daß sie teilweise für die negativen Resultate in unserem Fall verantwortlich ist.

Diese beiden Identitäten werden nicht direkt in die Gleichungen für optimalen Faktor-Input eingesetzt, da weiters angenommen wird, daß sich linke und rechte Seiten durch konstante Faktoren unterscheiden, die die Intensität des Faktoreinsatzes widerspiegeln. Damit erhalten wir nach einigen einfachen algebraischen Umformungen

$$L_t/L_{t-1} = CM' \cdot ((Q^*_t/W^*_t)^A \cdot Y^*_t/L_{t-1} \cdot \exp(-G \cdot t))^{LM}$$

und

$$K_t/K_{t-1} = CK' \cdot ((Q^*_t/W^*_t)^{-(1-A)} \cdot Y^*_t/K_{t-1} \cdot \exp(-G \cdot t))^{LK}$$

wo CM' und CK' Konstante sind, die von C , A und den beiden Intensitätsraten abhängen. Gegeben A , entsprechen die beiden bei einer Schätzung abfallenden Konstanten CM' und CK' demnach drei theoretischen Konstanten, die somit empirisch nicht mehr identifizierbar sind. Obige Ausdrücke sind bereits in etwa die Gleichungen, die im weiteren zur Schätzung verwendet werden.

Die Daten

Tafel 1 im Appendix zeigt die Basisdaten, die größtenteils von der Wifo-Datenbank, teils von Schätzungen am Institut für Höhere Studien übernommen wurden. Die Zeitreihen sind unter ihren Bezeichnungen in der IAS-Datenbank aufgelistet, welche die folgende Bedeutung haben:

bif	Barwerte der steuerlichen Abschreibung, $r=rsecl$
bifec	" " " " , $r=10\%$
bifer	" " " " , $r=rsecl$
d	Abschreibungsrate des Kapitals
gdp	Brutto-Inlandsprodukt real
kb	Kapitalstock
lab	Beschäftigung (Anzahl der Beschäftigten)
pigb	Kapitalgüterpreisindex
rsecl	Rendite der Neuemissionen
rsecl	reale Rendite der Neuemissionen
u	marginaler Steuersatz
w	nomineller Lohnsatz

Um die erforderlichen Daten für Q^* , W^* und Y^* zu erhalten, benötigt man eine Theorie über die Erwartungsbildung, eines der umstrittensten Gebiete der Ökonomie. Darüberhinaus ist die zeitliche Datierung unsicher, wie sich noch zeigen wird. Für die Durchführung der Schätzungen wurden die drei folgenden Wege beschritten:

- 1) (Programmname PERF(OR)) $Q_t^* = Q_t$, $W_t^* = W_t$, $Y_t^* = Y_t$ Im Sinne der rationalen Erwartungen sind die Abweichungen tatsächlicher von erwarteten Größen "white noise" ohne Modellstruktur. Damit wären die aktuellen Werte die beste Näherung für Erwartungsgrößen.

- 2) Programmname FORW(EX) $Q^*_t = E(Q_{t+1}/I_t)$ Der Faktoreinsatz zum Zeitpunkt t orientiert sich an den Erwartungen für die nächste Zeitperiode, die Informationsmenge I_t enthält zumindest den aktuellen Wert Q_t (analog W, Y). Die eigentliche Erwartungsbildung wird autoregressiv angenommen, d.h. erst wird eine Gleichung der Form

$$Q_t = a_1 \cdot Q_{t-1} + \dots + a_p \cdot Q_{t-p} + e_t$$

geschätzt und dann wird

$$Q^*_t = a_1 \cdot Q_t + \dots + a_p \cdot Q_{t-p+1}$$

gesetzt. Dies ist der von Coen & Hickman (1980) vorgeschlagene Ansatz.

- 3) (Programmname BACKW/BACKEX) $Q^*_t = E(Q_t/I_{t-1})$
Für den Faktoreinsatz im Zeitpunkt t stehen nur die Informationen bis $t-1$ zur Verfügung. Wieder wird ein autoregressiver Ansatz unterstellt, d.h. erst wird

$$Q_t = a_1 \cdot Q_{t-1} + \dots + a_p \cdot Q_{t-p} + e_t$$

geschätzt und dann

$$Q^*_t = a_1 \cdot Q_{t-1} + \dots + a_p \cdot Q_{t-p}$$

gesetzt. Die Ordnung der Autoregressionen folgt dabei rein heuristischen Prinzipien (Signifikanz der verzögerten Variablen). 3 unterscheidet sich von 2 letztendlich nur in der Datierung der Q^*_t .

Die eben geschilderten Methoden 2 und 3 geben noch nicht ganz die tatsächlich benutzten Verfahren wieder. Im Falle des Outputs Y (der hier als BIP definiert wurde) wurde auch eine Autoregression der logarithmierten Variablen ver-

sucht, lieferte aber schlechtere Ergebnisse (niedrigere goodness-of-fit-Statistiken). Im Falle der Nominallohne W wurden die Zuwachsraten $\log(W_t/W_{t-1})$ der Autoregression unterzogen. Die bei Coen & Hickman vorgeschlagene Einbeziehung der verzögerten Verbraucherpreise zur Erklärung brachte keine Verbesserung und unterblieb daher.

Im Falle der "Mietkosten" des Kapitals Q wurde auf die Definition dieser Kosten

$$Q = \text{pigb} \cdot (r+d) \cdot (1-u \cdot \text{bif}(r)) / (1-u)$$

zurückgegangen, wobei r (der Zinssatz), d , u , bif als exakt vorliegend betrachtet werden. Für r werden drei Zinssätze in Augenschein genommen:

- a) der nominelle Zinssatz r_{secl} der IHS-Prognosen, die Rendite der Neuemissionen
- b) ein konstanter Zinssatz von 10 %. Schebeck & Thury (1976) verteidigen die Verwendung eines solchen, den Kapitalmarktzins übersteigenden, konstanten Zinses, als realistischeren Ansatz
- c) ein realer Zinssatz r_{secl} , der dem um den BIP-Deflator korrigierten Zins r_{secl} entspricht.

Der aggregierte Preisindex für die Kapitalgüter pigb wurde nunmehr genau so wie w behandelt und anschließend mit den Klammerausdrücken in der Q -Formel multipliziert. Mit 3 verschiedenen Zinssätzen zu 3 verschiedenen Erwartungsmodellen ergeben sich 9 verschiedene Q^* 's, an denen sich die Gleichungsspezifikationen (1) bis (9) orientieren. Die Idee, die Autoregressionen vorerst nur auf pigb anzuwenden und erst dann den Rest hineinzumultiplizieren anstatt

$\log(Q_t/Q_{t-1})$ sofort zu behandeln, geht wieder auf Coen & Hickman zurück. Die sechs wesentlich verschiedenen Q-Zeitreihen können auf Tafel 2 im Appendix eingesehen werden. Die Zuordnung der Labels zu ihren Bedeutungen ist folgende:

qneu ... konstanter Zinssatz von 10 %
qy konstanter Zinssatz von 10 %, erwartete
Werte (BACKEX)
qnr nomineller Zinssatz rsecl
qnrx ... nomineller Zinssatz, erwartete Werte (BACKEX)
kuh1 ... realer Zinssatz rsecr
kuh2 ... realer Zinssatz, erwartete Werte (BACKEX)

Die folgenden Diagramme zeigen einige interessante Beziehungen zwischen den Daten.

Diagramm 1 stellt das Output/Kapital- und das Output/Arbeits-Verhältnis (Kapitalproduktivität bzw. Arbeitsproduktivität) dar. Nach der neoklassischen Theorie sollte ersteres langfristig konstant sein. Obwohl das Diagramm deutliche Schwankungen zeigt, bleiben diese hinter den Variationen der Arbeitsproduktivität weit zurück. Die Hypothese langfristiger Konstanz kann also empirisch nicht verworfen werden. Wenn aber die Kapitalproduktivität konstant bleibt und unsere CD-Funktion gilt, spiegelt sich der technische Fortschritt in der Arbeitsproduktivität wider. Die Daten lassen eine Verlangsamung dieses Fortschrittes Anfang der 70er-Jahre deutlich erkennen.

Diagramm 2 zeigt den Kapital/Arbeit-Quotienten ("Kapitalintensität"), der unter der Annahme einer CD-Funktion bei konstanter Kapitalproduktivität wieder den technischen Fortschritt zeigen müßte. Der Bruch ist weniger deutlich zu erkennen als in Diagramm 1.

Diagramm 3 und 4 zeigen die zeitliche Veränderung des Quotienten der Faktorpreise, der in den Nachfragegleichun-

gen aufscheint, und zwar Diagramm 3 für die tatsächlichen und 4 für die erwarteten Größen. Es läßt sich der Schluß ziehen, daß der Anstieg der Lohnkosten gegenüber den Kapitalpreisen, der zu Beginn des Zeitraumes in den meisten Spezifikationen vorhanden ist, um die Mitte der 70er-Jahre gestoppt wurde. Daß diese Entwicklung keine Parallele in der Intensität der Faktoreinsätze in Diagramm 1 und 2 hat, gibt einen ersten Vorgeschmack auf die negativen Resultate unserer Schätzungen.

Zu den bereits aufgezählten Zeitreihen gesellen sich noch zwei Trendvariable, nämlich "tt", eine lineare Trendreihe zwischen 1964 und 1982, die in jedem Jahr um 1 wächst, und "d71", bis inklusive 1970 Null gesetzt und von da an jährlich um 1 wachsend. Die Verwendung von d71 beruht auf dem bereits angesprochenen vermuteten Strukturbruch.

Die Messung des Faktors Arbeit in Beschäftigten anstatt in Arbeitsstunden unterscheidet sich von Coen & Hickman (1980) und ist theoretisch inkorrekt. Der Grund für diesen Schritt lag in dem unzureichenden Datenmaterial über Arbeitsstunden. In einer früheren Version der Schätzungen wurde eine Arbeitsstunden-Zeitreihe, die bis 1977 vorlag, ausprobiert, brachte aber keine entscheidenden Änderungen der Resultate, obschon insbesondere die Tatsache der Arbeitszeitverkürzung auf 40 Wochenstunden anfangs der 70er-Jahre eine genauere Modellierung motivieren würde.

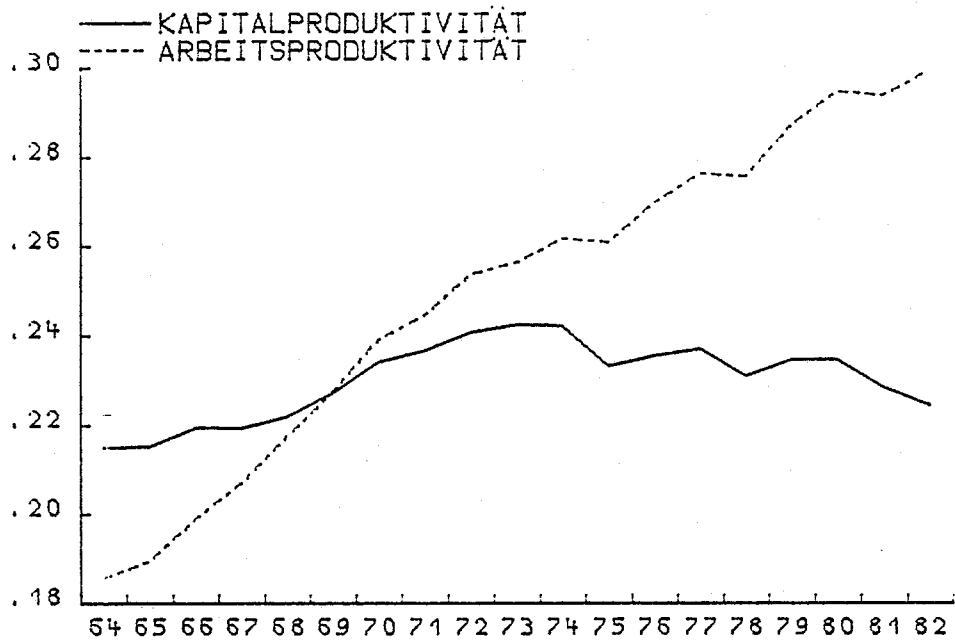


Diagramm 1

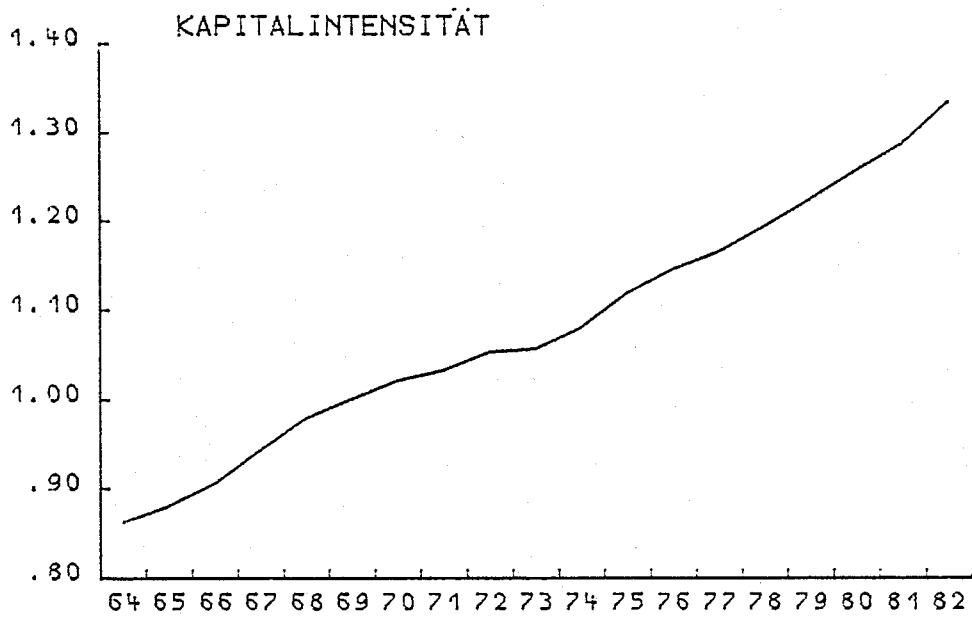


Diagramm 2

FAKTORPREISVERHÄLTNIS UND ERWARTETES FAKTORPREISVERHÄLTNIS

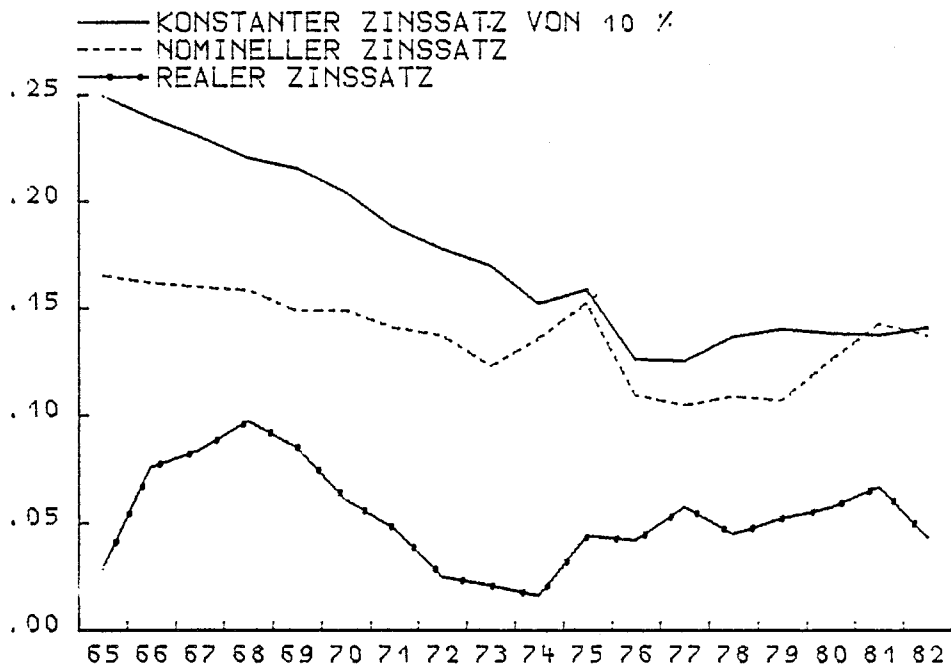


Diagramm 3

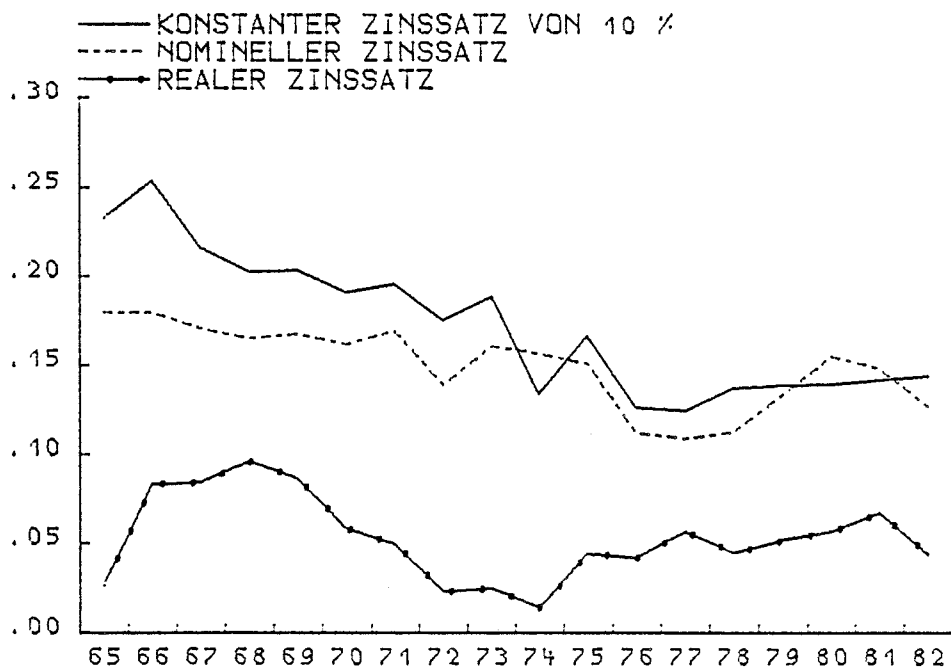


Diagramm 4

Die Schätzungen

Alle Schätzungen wurden mit einer Version des TSP (Time Series Processor) durchgeführt, die am Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung implementiert ist. Allgemein wurden die Gleichungen

$$(L) \quad \log(L_t/L_{t-1}) = CM + LM.(A.\log(Q^*_t/W^*_t) + \log(Y^*_t/L_{t-1}) - G.TT + H.D72)$$

und

$$(K) \quad \log(K_t/K_{t-1}) = CK + LK.(-(1-A).\log(Q^*_t/W^*_t) + \log(Y^*_t/K_{t-1}) - G.TT + H.D72)$$

mittels nichtlinearer Kleinstquadrate gemeinsam geschätzt. Die Notation wurde größtenteils in der Einleitung festgelegt, tt und d72 im Abschnitt über die Daten erwähnt. CM und CK entsprechen den Logarithmen der weiter oben erscheinenden CM' und CK'. Die entstehenden Resultate sind in Tabellen 1 und 2 aufgelistet.

Tabelle 1 gibt die mit den Ziffern (1) bis (9) bezeichneten Standardspezifikationen wieder, die sich durch Verwendung dreier verschiedener Zinssätze bei drei verschiedenen Modellen der Erwartungsbildung ergeben. Diese Unterschiede scheinen in den beiden untersten Zeilen "r=" (r wie Zinssatz) und "exp=" (exp wie Erwartung) auf. Die Gleichungen (K) und (L) wurden über den größtmöglichen Zeitraum zwischen 1964 und 1982 geschätzt. In Fällen, wo nur einzelne Erwartungswerte fehlten, wurde der aktuelle Wert eingesetzt. Leider existieren wesentliche Zeitreihenbruchfrei erst seit 1964, eine längerfristige Analyse, etwa ab 1954, wäre sicher interessant.

Tabelle 2 zeigt unter den Ziffern (10) bis (18) einige Kontrollvarianten der Prozedur. Zinssatz und Erwartungsbildung wurden hier konstant gehalten, auf der offenbar gleichmäßig besten Spezifikation von (1) bis (9), nämlich (9) (Realzins/BACKEX). In (10) bis (13) wurden (K) und (L) getrennt geschätzt, wieder mit nichtlinearen Kleinstquadraten, in (12) bis (14) wurde der Rahmenzeitraum mit 1964 bis 1975 abgesteckt, und in (15) wurde die Annahme konstanter Skalenerträge aufgegeben und etwas kompliziertere Gleichungen als (K)&(L) mit dem zusätzlichen Parameter B der Schätzung unterzogen. In (16) bis (18) wurde zusätzlich zum Strukturbruch im Verlauf des technischen Fortschritts, der sich durch H ausdrückt, ein Strukturbruch im Niveau, ebenso im Jahre 1971, unterstellt. Der sich ergebende Parameter DK erreicht nur geringe Signifikanzwerte, ein analoger Parameter für die L-Gleichung wirkte noch schwächer und wurde wieder weggelassen. In (17) wurde eine autoregressive Transformation der Variablen durchgeführt, wodurch sich lediglich Verschlechterungen der Resultate (siehe etwa LM) ergaben. Aus diesem Anlaß wurde ansonsten auf derartige Transformationen verzichtet, auch bei schlechten DW-Werten. In (18) wurde A künstlich auf den "vernünftigen" Wert $1/3$ fixiert, mit dem Ergebnis extrem unvernünftiger Werte für die übrigen Parameter.

Bei allen geschätzten Parametern mit Ausnahme der Konstanten CK, CM, die eigentlich ohne Bedeutung sind, wurden die t-Werte in Klammern angegeben. Des Weiteren sind bei jeder Gleichung die Standardstatistiken eingetragen, nämlich die Durbin-Watson-Statistiken DWK und DWL für K- und L-Gleichung und die R^2 -Werte R2K und R2L.

Bei den nichtlinearen Kleinstquadraten handelt es sich numerisch um eine Minimierungsprozedur, die iterativ durchgeführt wird. Bei manchen Spezifikationen (3,6,13,15) erschien dieses Problem schlecht konditioniert, was sich durch eine hohe Anzahl von Iterationen, gelegentliche Fehlermeldungen aus Unterprogrammen und niedrige t-Werte ausdrückte. Die Ergebnisse dieser 4 Gleichungen bleiben demnach in ihrer Bedeutung gegenüber den übrigen zurück.

Tabelle 1: Schätzergebnisse für die Faktornachfragefunktionen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
cm	.702	.788	.355	.774	.741	.306	.773	.558	.773
lm	.433 (6.26)	.486 (7.10)	.234 (1.91)	.462 (7.40)	.453 (6.88)	.185 (1.52)	.462 (5.87)	.344 (5.10)	.462 (6.14)
a	-.042 (1.33)	-.027 (1.24)	-.078 (.90)	-.015 (.46)	-.023 (.86)	-.026 (.22)	-.008 (1.11)	-.034 (2.37)	-.007 (.98)
g	.042 (16.07)	.043 (17.52)	.025 (1.63)	.042 (14.49)	.043 (14.73)	.014 (.54)	.042 (16.13)	.046 (17.81)	.041 (15.98)
h	.021 (6.14)	.022 (7.65)	.025 (1.63)	.022 (6.98)	.022 (6.91)	-.013 (.45)	.021 (6.42)	.026 (8.24)	.021 (6.37)
ck	.027	.032	.029	.034	.035	.034	.020	.027	.020
lk	.023 (1.81)	.010 (.71)	.015 (1.10)	.003 (.21)	-.004 (.27)	.004 (.36)	.011 (4.96)	.006 (1.70)	.011 (5.11)
r2l	.865	.862	.531	.868	.851	.466	.882	.925	.872
r2k	.173	.032	.053	.002	.007	.004	.628	.176	.642
dwl	2.068	1.990	1.423	2.129	1.767	1.249	2.524	1.640	2.458
dwk	1.048	1.046	.892	.845	.933	.809	1.196	1.228	1.234
r	nom	nom	nom	1	1	1	real	real	real
exp	perf	forw	backw	perf	forw	backw	perf	forw	backw

Tabelle 2: Schätzergebnisse für die Faktornachfragefunktionen

	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
cm	.847		1.161		1.167	1.340	.756	.585	-.117
Im	.501 (5.08)		.675 (4.76)		.678 (6.88)	.292 (1.73)	.451 (5.93)	.269 (3.91)	-.041 (2.75)
a	-.004 (.62)	.918 (8.76)	.004 (.59)	-.586 (.02)	.007 (1.22)	-.028 (.92)	-.007 (1.01)	-.035 (1.97)	.333
b						1.416 (3.01)			
g	.043 (16.90)	.035 (2.14)	.046 (20.51)	.175 (.05)	.045 (26.96)	.027 (2.21)	.041 (15.73)	.041 (7.56)	.126 (3.69)
h	.023 (7.11)	.034 (2.19)	.027 (6.43)	.022 (.09)	.027 (9.28)	.008 (.51)	.021 (6.14)	.020 (3.17)	.125 (3.37)
ck		.161		.017	.022	.038	.021	.025	.036
dk							-.004 (1.71)	.001 (.30)	-.001 (.41)
lk		.093 (1.12)		.008 (.05)	.102 (4.01)	.008 (2.63)	.116 (5.74)	.008 (4.71)	.016 (5.31)
r2L	.868		.934		.918	.645	.879	.854	.456
r2K		.798		.808	.682	.634	.699	.672	.719
dwl	2.556		2.516		1.954	1.752	2.583	2.192	1.814
dwk		1.177		2.096	1.248	1.201	1.696	1.368	1.527
time	bis 82	bis 82	bis 75	bis 75	bis 75	bis 82	bis 82	bis 82	bis 82

Die Ergebnisse

Es ist offenbar, daß keine der Spezifikationen die gewünschten Resultate liefert. Andererseits weisen einige der Parameter eine bemerkenswerte Unempfindlichkeit gegenüber den berücksichtigten Variationen auf. Zu diesen zählt auch A, die Produktionselastizität des Kapitals. Schebeck & Thury (1976) erhielten hierfür Werte um .4, während unsere Schätzungen durchgehend negative Zahlen liefern, die teilweise (8) mäßige Signifikanz erreichen. Bei verkürztem Zeitintervall (12,14) verschiebt sich A in den Positivbereich, bleibt aber nahe 0. Es steht zu vermuten, daß eine Fortsetzung der bei Schebeck/Thury erfolgreich angewandten Methoden auf den Zeitraum bis 1982 die Aussagekraft der dortigen Resultate ebenfalls schwächen würde. In den Kapitalgleichungen (11,13) geht die Relation zwischen Faktorpreis und Faktormenge mit $1-A$ ein, und der Wert für A in (11) liegt entsprechend nahe bei 1, mit anderen Worten: Faktorpreisverhältnis und Faktoreinsatz stehen in keinem empirisch bestätigten loglinearen Zusammenhang. Damit aber brechen die theoretischen Fundamente zusammen. Auch die - schlechte - Gleichung 15 mit freien Skalenerträgen bringt keinen signifikanten Schätzwert für A.

Demgegenüber liegen die Anpassungsgeschwindigkeiten der Arbeit LM mit Ausnahme der schlechten Gleichungen (3,6) in dem recht vernünftigen Rahmen .34 bis .49, der Wert .462 tritt sogar dreimal auf. Die reinen Arbeit-Gleichungen (10,12) weisen höhere Werte auf, aus (9,10,12,14) läßt sich überdies ein Trend zum Absinken von LM innerhalb der letzten Jahre herauslesen. Allgemein sind die Teststatistiken der (L)- besser als die der (K)- Gleichungen, bei konstantem Zinssatz (4,5,6) liefert die (K)- Gleichung überhaupt keinen sinnvollen Beitrag mehr, nur bei realem

Zinssatz arbeitet dieser Teil des (K,L)-Systems zufriedenstellend.

Die Anpassungsrate des Kapitals LK ist in allen Spezifikationen zu niedrig, selbst dort, wo sie höher signifikant ist (7,9,14,16 bis 18). Da das höchste LK in (14) - ausgenommen die Gleichungen mit Niveau-Dummy (16) bis (18) - bei verkürztem Zeitraum aufscheint, dürfte auch LK tendenziell eher gesunken sein. Selbst die Werte in (11,14,16) um .1 liegen allerdings noch immer unter den üblichen Resultaten konkurrenzierender Schätzungen.

Ebenfalls recht homogen erscheinen die Schätzungen für den technischen Fortschritt G, H. Diese Rate scheint von 4.2 % während der Jahre bis 1970 auf 2.0 bis 2.1 % während der Jahre danach gesunken zu sein. Dies stimmt mit der optischen Interpretation unseres Diagramms und mit anderen Untersuchungen überein. Die weiter oben als schlecht charakterisierten Gleichungen und die reinen (K)-Gleichungen liefern weniger schöne Zahlen. Der technische Fortschritt scheint primär arbeitssparend zu wirken.

Schlußfolgerungen

Die in diesem Artikel ausgeführte Prozedur hängt von fünf wichtigen Punkten ab:

- 1) richtige Daten
- 2) richtige Produktionsfunktion
- 3) kostenminimierendes Verhalten der Entscheidungsträger
- 4) richtige Spezifizierung des Anpassungsprozesses
- 5) zeitliche Konstanz der Beziehungen

Auf diese Punkte soll kurz eingegangen werden.

In embryonalen Phasen der vorliegenden Arbeit wurden verschiedene Kapitalstockdaten und versuchsweise Arbeitsstundendaten verwendet, ohne daß sich die Ergebnisse verbessert hätten. Der Begriff "Verbesserung" bezieht sich hier auf die sehr wesentliche Schätzung des Elastizitätsparameters A , für den in keiner Spezifizierung sinnvolle Werte zu erhalten waren, auch nicht in Gleichungen mit guten goodness-of-fit-Statistiken. Die kritische Größe ist die Korrelation zwischen Faktorpreisquotient und Faktoreinsatz, die durchgehend insignifikant bleibt.

Die meisten Untersuchungen während der 70er-Jahre stellten die Position der CD-Funktion als brauchbarste Produktionsfunktion heraus, so auch die in unserer Literaturliste nachgewiesenen. In Breuss (1978) wurde diese Funktion um einen dritten Produktionsfaktor, nämlich Energie, erweitert, und es wäre eine reizvolle Aufgabe, ein 3-Faktor-System mit passend spezifiziertem Output zu modellieren. In letzter Zeit zeigt sich allerdings überhaupt ein Abgehen von der CD-Funktion als einzig gültiger Spezifizierung. Die vorliegende Arbeit dürfte dieses Abgehen bestätigen.

Sogar wenn wir an die CD-Funktion glauben, muß das kostenminimierende Verhalten nicht mit dem in der Einleitung geschilderten übereinstimmen. Auf die Rolle der Erwartungsbildung wurde bereits eingegangen. Reale Zinssätze in Verbindung mit perfekten oder BACKEX-Erwartungen brachten die besten Anpassungsstatistiken, bei anderen Zinssätzen blieben gerade die BACKEX-Erwartungen stark zurück. Andere Modellierungen des Erwartungsbildungsprozesses dürften also die Resultate auch nicht retten. Dies wird auch für Erwartungsmodelle gelten, die nicht univariat sind, sondern ganze ökonometrische Systeme, insbesondere die eingangsspezifizierte Produktionsfunktion, beinhalten. Institutionelle Gegebenheiten könnten aber den Anpassungsprozeß des Einsatzes des Produktionsfaktoren verlangsamten oder verhindern, etwa öffentliche Beschäftigungspolitik usw. Ebenso könnte sich der Kapitaleinsatz stärker an langfristigen Zielen oder an Nachfrageschwankungen orientieren als an Preisfluktuationen.

Der Anpassungsprozeß selbst berücksichtigt in unserem Modell nur einjährige Verzögerungen. Bei Schebeck & Thury (1976) etwa gehen implizit mehrjährige Lags ein, eine signifikante Verbesserung unserer Ergebnisse auf diesem Wege gegenüber dem anderwärts bewährten Hickman/Coen-Ansatz scheint jedoch unwahrscheinlich. Der tatsächliche Anpassungsprozeß dürfte bedeutend komplizierteren Gesetzmäßigkeiten folgen.

Einige unserer Schätzungen geben deutliche Hinweise über Änderungen einzelner Parameter im Zeitablauf. Die Veränderung der technischen Fortschrittsrate wurde explizit modelliert, aber auch LK und LM scheinen nicht konstant geblieben zu sein. Eine eindeutige Aussage hierüber wie auch über die Elastizität A ist allerdings aufgrund der nicht-theoriekonformen Resultate prinzipiell nicht möglich.

APPENDIX: Verwendete Daten

Tafel 1:

	BIF	BIFEC	BIFER	D	GDP	KB	LAB	PIGB	RSECL	RSECR
63	590	516	1.535			1987.839	2342.103	58.261	6.810	
64	601	512	1.014	023	439.089	2041.635	2363.780	58.628	6.360	
65	604	513	931	023	451.857	2098.970	2381.467	64.055	6.285	641
66	592	515	740	024	475.389	2164.085	2386.627	65.043	6.712	3.163
67	586	525	710	024	488.967	2227.641	2359.550	65.813	7.225	3.825
68	578	526	686	024	508.907	2292.650	2339.319	66.301	7.580	4.352
69	586	527	714	024	536.685	2361.762	2357.655	66.840	7.300	3.771
70	584	528	818	024	571.472	2440.953	2389.195	70.431	7.400	2.026
71	585	530	880	024	600.686	2536.664	2454.858	74.292	7.447	1.241
72	625	566	1.040	024	637.985	2648.430	2512.718	83.361	7.210	- 308
73	617	571	1.032	024	669.162	2757.652	2608.306	80.042	7.732	- 315
74	606	589	1.049	024	695.551	2870.774	2656.922	88.726	9.017	- 484
75	429	419	667	024	693.029	2971.534	2656.440	95.131	9.455	2.998
76	770	751	890	024	724.747	3077.049	2685.862	100.000	8.650	3.024
77	762	735	885	025	756.343	3189.649	2737.147	106.407	8.275	3.006
78	647	608	823	025	760.265	3291.799	2757.705	112.348	7.942	2.693
79	623	576	760	025	796.571	3394.940	2773.719	118.277	7.645	3.547
80	595	578	753	025	822.066	3502.094	2788.737	127.354	9.072	3.710
81	569	579	728	025	822.431	3602.166	2798.557	137.527	10.217	4.328
82	574	570	849	025	828.259	3691.448	2766.350	145.031	9.765	1.897
			CONST							
63	408	35.550	1.000							
64	415	38.760	1.000							
65	417	42.239	1.000							
66	418	46.476	1.000							
67	425	50.785	1.000							
68	431	54.148	1.000							
69	469	58.410	1.000							
70	482	63.000	1.000							
71	484	70.945	1.000							
72	499	78.855	1.000							
73	495	89.250	1.000							
74	498	101.881	1.000							
75	499	113.471	1.000							
76	502	123.413	1.000							
77	505	133.771	1.000							
78	507	143.358	1.000							
79	507	151.677	1.000							
80	508	162.457	1.000							
81	509	174.233	1.000							
82	509	184.592	1.000							

Tafel 2:

	QNEU	QY	QNR	QNRX	KUH1	KUH2
63	9.737		9.741	6.618		
64	10.550	9.830	6.470	7.119	.911	1.114
65	11.123	11.676	6.991	7.583	1.208	3.832
66	11.699	11.045	7.523	8.260	3.558	4.295
67	11.934	11.210	8.123	8.709	4.276	5.319
68	12.576	11.737	8.583	9.153	5.291	4.995
69	12.874	12.027	8.689	9.657	4.994	3.689
70	13.329	13.279	9.393	10.190	3.852	3.393
71	13.989	13.958	9.988	11.492	3.393	1.866
72	15.152	16.526	10.828	11.082	1.983	2.203
73	15.484	13.469	10.982	14.061	1.884	1.442
74	18.035	19.330	13.862	15.770	1.663	5.183
75	15.558	15.895	17.299	17.511	5.009	5.311
76	16.772	16.651	13.497	14.145	5.202	7.648
77	19.609	19.014	14.036	14.581	7.734	6.487
78	21.277	21.259	15.640	16.302	6.431	7.984
79	22.455	22.342	16.265	20.459	7.953	9.129
80	23.958	24.626	20.517	24.839	9.328	11.683
81	26.031	26.869	24.904	25.733	11.706	8.213
82			25.337	23.661	8.013	

Literaturhinweise

- Breuss, F. (1975): Potential Output; Empirica 2/1975, 165 ff.
- Breuss, F. (1978): Energienachfrage und Potential Output in Gesamtwirtschaft und Industrie; Empirica 2/1978, 215-242.
- Coen, R.M. and B.G. Hickman (1970): Constrained Joint Estimation of Factor Demand and Production Functions; The Review of Economics and Statistics 3, 287 ff.
- Coen, R.M. and B.G. Hickman (1980): Testing Factor Demands for Monetary Influences and Technical Change in the Postwar Economy; Memorandum 241, Stanford University.
- Schebeck, F. und G. Thury (1976): Nachfragefunktionen für die Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital; Empirica 1/76, 77-104.