

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Rudolf Riefers

Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen

August 1969

**9**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104  
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de); (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de); (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de); Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30.  
Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309.  
ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen

## Ein Literaturüberblick

Rudolf Riefers

Mit dem folgenden Aufsatz soll ein Beitrag zur Verbesserung der kurzfristigen Vorausschätzung der Nachfrage nach Beschäftigten geleistet werden. Sofern gegenwärtig andernorts *globale* Beschäftigtenprognosen angestellt werden, geschieht dies in der Regel über die Vorausschätzung der Produktion und der Produktivität (Produktion je Beschäftigten). Auch die vom IAB in diesem Heft veröffentlichte *disaggregierte* Beschäftigtenprognose weicht — trotz einiger Verfeinerungen — von diesem methodischen Ansatz nicht entscheidend ab. Dabei hat es sich jedoch vor allem als schwierig erwiesen, die kurzfristigen Schwankungen der Produktivität im Konjunkturverlauf mit hinlänglicher Sicherheit vorauszuschätzen.

Bei der Suche nach verlässlicheren Methoden zur Prognose der kurzfristigen Beschäftigtenentwicklung hat in den vergangenen Jahren u. a. ein *ökonometrischer* Ansatz Beachtung gefunden, der in die Literatur mit der Bezeichnung „Beschäftigungsfunktionen“ eingegangen ist. Mit diesem Modell können die kurzfristigen Veränderungen der Produktivität in den einzelnen Wirtschaftsbereichen und Industriezweigen während des Konjunkturzyklus genauer analysiert werden. Beschäftigungsfunktionen sind formalisierte Modelle, die die Beschäftigtenentwicklung in Abhängigkeit von der Produktion und einer Anzahl weiterer relevanter Variabler zeigen. Sind für einen zurückliegenden Zeitraum kurzfristige Beschäftigungsfunktionen für einzelne Industriebranchen oder Wirtschaftszweige aufgestellt und statistisch geschätzt worden, dann kann unter gewissen Voraussetzungen die aus dem Modellzusammenhang resultierende Beschäftigtenentwicklung in diesen Sektoren für einen künftigen Zeitraum projiziert werden.

Mit diesem Aufsatz ist beabsichtigt, zunächst einen Überblick über einige der vor allem in den angelsächsischen Ländern entwickelten Beschäftigungsfunktionen zu geben. In einem späteren Teil sollen kurzfristige Beschäftigungsfunktionen für die wichtigsten Industriezweige und Wirtschaftsbereiche der Bundesrepublik aufgestellt und auf ihre Prognosefähigkeit überprüft werden.

## Gliederung

- I. Einleitung
- II. Die ersten Untersuchungen über die kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität
- III. Das Grundmodell der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen
  1. Die Produktionsfunktion
  2. Die Annahme der Kostenminimierung
  3. Der Anpassungsprozeß
  4. Die wichtigsten Erweiterungen des Modells
- IV. Statistische und ökonometrische Probleme bei der Schätzung der Beschäftigungsfunktionen
- V. Das Phänomen der kurzfristigen „increasing returns to labour“
- VI. Das Smyth-Ireland-Modell
- VII. Die Verwendung der Beschäftigungsfunktionen als Prognosefunktionen

## I. Einleitung

Im Anschluß an die Entdeckung des sogenannten *Okun's Law*<sup>1)</sup> in den USA und einer ähnlichen Beziehung in Großbritannien durch *Paish* [39] sind zahlreiche theoretische und empirische Abhandlungen über die kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität in Abhängigkeit

von kurzfristigen Produktionsschwankungen erschienen. Die Untersuchungen erstrecken sich — von wenigen Ausnahmen abgesehen — auf den Bereich der Industrie. Das hat seinen Grund wohl einmal darin, daß die für eine solche Analyse erforderlichen statistischen Daten zumeist nur für die Industrie vorliegen. Zum anderen mag es auch darauf beruhen, daß nennenswerte Schwankungen der Arbeitsproduktivität sich vor allem in der besonders konjunkturreaktiven Industrie abspielen.

Das Problem der im Zusammenhang mit kurzfristigen Produktionsschwankungen auftretenden Veränderungen der Arbeitsproduktivität wurde fast ausschließlich im angelsächsischen Sprachbereich analysiert, nach *So/ow* [46] wohl deshalb, weil gerade in den USA und Großbritannien in der Nachkriegszeit Produktionsschwankungen größeren Ausmaßes zu beobachten waren. Den damit verbundenen kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität im Konjunkturverlauf galt dabei aus mehreren Gründen ein besonderes Interesse<sup>2)</sup>:

1. Die kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität sind ein wesentliches Merkmal

<sup>1)</sup> Die von *Okun* [38] Anfang der 60er Jahre entdeckte Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Produktion (Output), die von *So/ow* später als *Okun's Law* bezeichnet wurde, besagt, daß eine Zunahme der Arbeitslosen um 1 v. H. in der Regel mit einer Abnahme des Output um 3 v. H. verbunden ist.

<sup>2)</sup> Vgl. hierzu insbesondere *Hubbard* [21], S. 1 ff. und *Fa/r* [11], S. 1.

der Konjunktur; ihre genaue Erklärung ist daher notwendig für die Analyse des Konjunkturzyklus. Die im Zyklus schwankende Arbeitsproduktivität hat nämlich zur Folge, daß sich bei relativ konstantem Lohnsatz die kurzfristige Einkommensverteilung ändert, was wiederum über die Gewinn- und Liquiditätentwicklung nicht ohne Einfluß auf den weiteren Konjunkturverlauf bleiben wird<sup>3)</sup>.

2. Die Analyse der kurzfristigen Bewegungen der Arbeitsproduktivität ist notwendig für eine Verbesserung der statistischen Schätzung der langfristigen Produktionsfunktion und des technischen Fortschritts. Die in die Regressionsanalyse eingehenden Variablen Arbeit und Kapital müssen nämlich von kurzfristigen Auslastungsschwankungen bereinigt werden, um zu verhindern, daß die Parameter der langfristigen Produktionsfunktion durch kurzfristige Einflüsse verzerrt werden.
3. Neben diesen mehr theoretischen Gründen bestand auch vor allem in den USA ein zunehmendes wirtschaftspolitisch motiviertes Interesse an der Analyse der kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität, und zwar im Zusammenhang mit dem Vollbeschäftigungsproblem und der Postulierung von produktivitätsorientierten Lohnleitlinien<sup>4)</sup>. Vollbeschäftigungspolitik und produktivitätsorientierte Leitlinien dürfen sich nicht an den tatsächlichen kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität ausrichten, sondern müssen von der langfristigen (potentiellen) Arbeitsproduktivität und dem daraus abgeleiteten potentiellen Output ausgehen.

Das wichtigste Ergebnis aller bisherigen Untersuchungen besteht darin, daß *die Elastizität der Beschäftigung* (gemessen sowohl in Beschäftigten als auch in Beschäftigtenstunden) *in bezug auf den Output kurzfristig*, d. h. in einem Monats- oder Vierteljahresmodell, *kleiner als eins* ist<sup>5)</sup>. Das bedeutet, daß eine Zunahme (Abnahme) der Produktion um 1 v. H. mit einer Zunahme (Abnahme) der Beschäftigten bzw. des Arbeitsvolumens um weniger als 1 v. H. verbunden ist. In der Höhe, in der z. B. die Beschäftigtenzunahme hinter der des Output zurückbleibt, muß also die Arbeitsproduktivität, d. h. der Output je Beschäftigten oder je Beschäftigtenstunde, steigen.

<sup>3)</sup> Den Einfluß der zyklischen Schwankungen der Arbeitsproduktivität auf die kurzfristige Einkommensverteilung hat vor allem Kuh [30] untersucht.

<sup>4)</sup> Vgl. Hiltbrand [21], S. 2 ff.

<sup>5)</sup> Die Elastizität der Beschäftigung in bezug auf den Output drückt aus, welche prozentuale Veränderung der Beschäftigung durch eine Veränderung des Output um 1 v. H. hervorgerufen wird.

<sup>6)</sup> Beschäftigungsfunktionen zeigen die Abhängigkeit der Beschäftigten vom Output und einer Anzahl weiterer relevanter Variabler.

<sup>7)</sup> Vgl. Brechling/O'Brien [5]. Die Analyse erstreckte sich auf den Zeitraum von 1952 (2. Quartal) bis 1964 (2. Quartal).

Auf den engen Zusammenhang zwischen kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität und kurzfristigen Schwankungen der Produktion ist zwar in der Bundesrepublik gelegentlich hingewiesen worden — beispielsweise vom *Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* in seinem Jahresgutachten 1968/69 (Ziffer 41 ff.) im Hinblick auf die damit verbundene Veränderung der Einkommensverteilung —, eine genaue Analyse dieser kurzfristigen Phänomene ist jedoch bisher noch nicht versucht worden. Allerdings wurde bereits im Ausland für einen internationalen Parametervergleich eine kurzfristige Beschäftigungsfunktion<sup>6)</sup> für den Bereich der Verarbeitenden Industrie der Bundesrepublik geschätzt<sup>7)</sup>. Außerdem ist dem Verfasser eine unveröffentlichte Untersuchung von O'Brien bekanntgeworden, in der Beschäftigungsfunktionen für die wichtigsten Industriebranchen in der Bundesrepublik berechnet wurden.

Die im Ausland angestellten Untersuchungen sollen in einem späteren Teil für die Bundesrepublik nachvollzogen und — sofern das bereits durch Brechling/O'Brien [5] geschehen ist — die bisher entwickelten Modelle mit neueren statistischen Daten geschätzt werden. Das Ziel ist dabei jedoch nicht so sehr eine ex-post-Analyse; vielmehr soll in erster Linie geprüft werden, inwieweit solche Modelle für eine kurzfristige *Beschäftigtenprognose* verwendet werden können. Bevor aber diese vor allem im angelsächsischen Sprachbereich entwickelten Modelle auf die Industrie der Bundesrepublik — und nach Möglichkeit auch auf andere Wirtschaftszweige — übertragen werden, sollen in diesem Teil der Arbeit einige der bisherigen Modelle dargestellt und diskutiert werden.

## II. Die ersten Untersuchungen über die kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität

Mit Ausnahme einer kurzen durch Keynes' „*General Theory*“ ausgelösten Diskussion über die Veränderungen der Reallöhne im Konjunkturverlauf Ende der 30er Jahre zwischen Dunlop [9], Keynes [26], Richardson [41] und Tarshis [49] ist bis etwa 1960 kein wesentlicher Beitrag erschienen, zumindest keine ökonomische Untersuchung, die sich mit den kurzfristigen Schwankungen der Arbeitsproduktivität bzw. mit den kurzfristigen Beziehungen zwischen Output und Beschäftigung befaßt hat. Die ersten neueren Untersuchungen auf diesem Gebiet stammen von Hultgren [22], Kuh [28], George W. Wilson [52] und Okun [38].

Im Zusammenhang mit der Analyse der Veränderungen der Stücklohnkosten während des Konjunkturzyklus fand Hultgren [22] heraus, daß die Veränderungsraten des Output und die der Arbeitsproduktivität (= Output je Beschäftigtenstunde) in einigen Industriezweigen der USA, für

die Zeitreihen über den mengenmäßigen Output vorlagen, positiv miteinander korrelierten. Am ausgeprägtesten war dabei die enge Korrelation zwischen Output und Arbeitsproduktivität während der frühen Phase des Konjunkturaufschwungs, wenn der Output stark zunahm. In einer neueren Untersuchung, die sich im Gegensatz zu seiner ersten ausschließlich auf die Zeit nach dem 2. Weltkrieg (1949—1961) erstreckte, dabei aber alle „zweistelligen“ Industriezweige<sup>8)</sup> einbezog, fand *Hultgren* [23] seine ersten Ergebnisse annähernd bestätigt. Allerdings wird auch da nicht der Versuch unternommen, die Elastizität der Arbeitsproduktivität in bezug auf den Output zu quantifizieren.

Zu ähnlichen Ergebnissen wie *Hultgren* kam auch *Kuh* [28] in seiner Analyse der „Profits, Profit Markups, and Productivity“ in der amerikanischen Industrie. Mit Hilfe eines regressionsanalytischen Ansatzes — mit der Variablen Output, einem Zeittrend und einer Variablen für die Phasen des Konjunkturzyklus — fand *Kuh* heraus, daß die Arbeitsproduktivität, d. h. Output je Beschäftigtenstunde, in den Jahren 1947 bis 1958 während des konjunkturellen Abschwungs abnahm, um danach schon während der Erholungsphase und noch mehr beim konjunkturellen Wiederanstieg stark zuzunehmen.

*Okun* [38] kommt das Verdienst zu, mit als erster den Versuch unternommen zu haben, die kurzfristige Beschäftigungselastizität in bezug auf den Output zu quantifizieren. Er schätzt mehrere Regressionsgleichungen, von denen eine die vierteljährliche Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit (= abhängige Variable) auf die des realen Bruttosozialprodukts (= unabhängige Variable) bezieht, eine zweite die vierteljährliche Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit (= abhängige Variable) auf die in Prozentpunkten ausgedrückte „Lücke“ (gap) zwischen potentielltem Output und tatsächlichem Output (= unabhängige Variable). Aus den Ergebnissen dieser Gleichungen schließt *Okun*, daß eine Zunahme des realen Output um 3,2 v. H. nur mit einer Zunahme des Arbeitsinput um 1,8 v. H. verbunden ist. Das bedeutet also, daß die Arbeitsproduktivität — der Output je Beschäftigtenstunde — um 1,4 v. H. zunehmen muß, wenn der Output um 3,2 v. H. steigt.<sup>9)</sup>

*Okuns* Annahme einer im Zyklus konstanten Beschäftigungselastizität wurde durch die Untersu-

<sup>8)</sup> D. h. in etwa die Hauptgruppen (Major Groups) der Verarbeitenden Industrie nach der Internationalen Systematik der Wirtschaftszweige (ISIC, International Standard Industrial Classification).

<sup>9)</sup> Diese Ergebnisse beziehen sich auf die gesamte Volkswirtschaft der USA für den Untersuchungszeitraum von 1947 bis 1960.

<sup>10)</sup> *Smyth/Ireland* [44], S. 538, weisen auf die Gefahr der Fehlerhaftigkeit der geschätzten Nachfragefunktion hin, wenn die Angebotsfaktoren als gegeben angenommen werden. Ebenso *Brechling/O'Brien* [5], S. 278, Fußnote 3.

chungen *George W. Wilson's* [52] nicht bestätigt. *Wilson*, der die kanadische Wirtschaft von 1935 bis 1955 daraufhin untersuchte, kam zu dem Ergebnis, daß die Stabilität der Beschäftigungselastizität von der Länge der gewählten Untersuchungsperiode und von dem Aggregationsgrad abhängt. Er zeigt, daß die Beschäftigungselastizität um so instabiler ist, je kürzer die Periode und je geringer der Aggregationsgrad ist.

Diesen ersten Untersuchungen über die kurzfristigen oder zyklischen Veränderungen der Arbeitsproduktivität sind in den letzten Jahren eine Fülle weiterer Veröffentlichungen gefolgt. Sie lassen sich — nach der angewandten Untersuchungsmethode — in folgende Gruppen einteilen:

1. Einige Autoren analysieren direkt die Arbeitsproduktivität, um herauszufinden, wie diese in bezug auf kurzfristige Veränderungen des Output reagiert. In diese Gruppe fallen u. a. die Untersuchungen von *Hultgren* [22, 23], *Kuh* [28, 29], *Raines* [40] und *Master* [32].
2. In der Mehrzahl der Fälle wird jedoch die kurzfristige Elastizität der Arbeitsproduktivität in bezug auf den Output aus einem Modell abgeleitet, in dem die Beschäftigung determiniert wird durch den Output und eine Anzahl weiterer relevanter Variabler. Diese Modelle sind in die Literatur unter der Bezeichnung „Beschäftigungsfunktionen“ eingegangen.

Bei dieser Gruppe kann noch danach unterschieden werden, ob in das Modell ausschließlich die Veränderungsrate der Variablen oder aber deren absolute Werte eingehen. Veränderungsrate der Variablen werden u. a. von *Neild* [34], *Kuh* [30] und *Fair* [11] benutzt; von den Niveaus der Variablen bzw. von Indices gehen u. a. *Brechung* [4], *So/ow* [46] und *Smyth/Ireland* [43, 44] aus.

Die folgenden Ausführungen beschränken sich ausnahmslos auf die Darstellung der sogenannten Beschäftigungsfunktionen. Im Vordergrund stehen dabei die theoretischen Probleme, die mit dem Bau dieser Modelle verbunden sind, und nicht so sehr die empirischen Ergebnisse.

### III. Das Grundmodell der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen

Wie *Fair* [11] und *Ireland/Smyth* [24, 25] gezeigt haben, lassen sich die bisher entwickelten Beschäftigungsfunktionen auf ein einheitliches Grundmodell zurückführen, von dem die meisten Untersuchungen nur geringfügig abweichen. Gemeinsam ist allen bis jetzt konzipierten Beschäftigungsfunktionen, daß die Beschäftigung rein nachfragedeterminiert ist; das Angebot an Arbeit bleibt bei der Bestimmung der kurzfristigen Nachfrage der Unternehmer nach Beschäftigten unberücksichtigt.<sup>10)</sup>

Das Modell der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion besteht aus einer kurzfristigen Produktionsfunktion, einer Kostenfunktion und einem einfachen Anpassungsprozeß. Diese Bausteine des Modells sowie dessen wichtigste Erweiterungen sollen im folgenden näher dargestellt werden.

### 1. Die Produktionsfunktion

Den Ausgangspunkt der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion stellt eine Produktionsfunktion dar:

$$(1) Y_t = g(L_t, K_t, T_t)$$

In dieser Funktion bedeuten  $Y_t$  den Netto-Output,  $L_t$  den Arbeitsinput,  $K_t$  den Kapitalinput und  $T_t$  den Stand der Produktionstechnik. Alle Variablen sind auf denselben Zeitpunkt bzw. -raum  $t$  datiert.

Aus dieser Produktionsfunktion kann die kurzfristige Nachfragefunktion nach Arbeitsleistungen (gemessen in Beschäftigtenstunden) mittels Inversion abgeleitet werden:

$$(2) L_t = f(Y_t, K_t, T_t)$$

Damit wird zugleich unterstellt, daß die von den Unternehmern nachgefragten Arbeitsleistungen von den kurzfristig als modellexogen angenommenen Variablen Netto-Output ( $Y_t$ ), Kapitalleistungen ( $K_t$ ) und Stand der Produktionstechnik ( $T_t$ ) abhängen.

Die bisher entwickelten kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen unterscheiden sich nun einmal dadurch, welcher explizite Funktionstyp für die kurzfristige Produktionsfunktion (1) angenommen wird, zum anderen — und mehr noch — aber dadurch, welche Nebenannahmen gemacht werden.

In den meisten Fällen ist von einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ausgegangen worden.<sup>11)</sup> Trotz der damit implizierten Annahme einer konstanten Substitutionselastizität von —1 werden kurzfristig Substitutionsbeziehungen zwischen den Produktionsfaktoren ausgeschlossen.

In der Gleichung

$$(3) Y_t = B_t L_t^\alpha K_t^\beta; \quad \alpha + \beta \leq 1$$

ist  $\alpha$  die Produktionselastizität des Produktionsfaktors Arbeit und  $\beta$  die des Faktors Kapital.  $B_t$  ist ein Effizienzparameter, der für jenen Teil der Netto-Produktion steht, der nicht durch den Input von Kapital und Arbeit allein erklärt werden kann und dessen Zunahme in der Zeit „Hicks-neutralen“ technischen Fortschritt ausdrückt.

Weil in den wenigsten Fällen Beobachtungswerte für den Kapitalinput vorlagen, wurde in den meisten Untersuchungen angenommen, daß die Variable Kapital zusammen mit dem durch  $B_t$  aus-

<sup>11)</sup> Nur Dhrymes [7] und Smyth/Ireland [44] haben bisher statt der Cobb-Douglas-Funktion die allgemeinere CES-Funktion (constant elasticity of substitution) gewählt. Vgl. S. 707 f.

gedrückten technischen Fortschritt durch einen einfachen Exponentialtrend approximiert werden kann:

$$(4) B_t K_t^\beta = A e^{rt}; \quad r > 0.$$

Wird gleichzeitig der Arbeitsinput  $L_t$  durch den Ausdruck  $(Eh)_t$  ersetzt,

$$(5) L_t = (Eh)_t,$$

d. h. durch das Produkt aus Beschäftigten ( $E_t$ ) und durchschnittlich geleisteter Arbeitszeit je Beschäftigten ( $h_t$ ), dann geht (3) unter Berücksichtigung von (4) und (5) über in

$$(6) Y_t = A e^{rt} (Eh)_t^\alpha.$$

Ist die Produktionselastizität des Faktors Arbeit ( $\alpha$ ) größer als eins, dann ist das gleichbedeutend mit der Existenz kurzfristiger „increasing returns to labour“; das bedeutet, daß bei proportionalen Zunahmen der eingesetzten Arbeitsleistungen  $[(Eh)_t]$  der Output ( $Y_t$ ) überproportional wächst. Ceteris paribus variiert dann die Arbeitsproduktivität, d. h. der Output je Beschäftigtenstunde gleichsinnig mit dem Output. Der Parameter  $\alpha$  bestimmt daher maßgeblich die kurzfristigen Veränderungen der Arbeitsproduktivität, während der Effizienzparameter  $A$ , der von dem Kapitalstock und dem technischen Fortschritt abhängt, den langfristigen Trend der Arbeitsproduktivität determiniert.

Aus der so postulierten kurzfristigen Produktionsfunktion kann die kurzfristige Nachfragefunktion nach Arbeitsleistungen durch Auflösung von (6) nach  $(Eh)_t$  gewonnen werden:

$$(7) (Eh)_t = A^{-\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{rt}{\alpha}} Y_t^{\frac{1}{\alpha}}$$

bzw. logarithmiert:

$$(8) \ln (Eh)_t = -\frac{1}{\alpha} \ln A - \frac{1}{\alpha} rt + \frac{1}{\alpha} \ln Y_t.$$

Gleichung (8) bringt zum Ausdruck, daß der für die Produktion von  $Y_t$  entsprechend der Produktionsfunktion erforderliche Arbeitsinput  $(Eh)_t$  logarithmisch-linear abhängt von dem Parameter  $A$ , der die durch die Faktorkombination zu Beginn der Periode festgelegte Produktionstechnik bestimmt, sowie von dem Output  $Y_t$  und der mit der Rate  $r$  wachsenden Kombination aus Kapitalinput und Produktionstechnik.

### 2. Die Annahme der Kostenminimierung

Das Ziel dieser Untersuchungen ist nun aber in aller Regel nicht, die durch Gleichung (7) bzw. (8) determinierte Nachfrage der Unternehmer nach Arbeitsleistungen (Beschäftigtenstunden) zu erklären, sondern die nach Beschäftigten. Das geschieht vor allem deshalb, um eine Beziehung zu der Unterbeschäftigung des Produktionsfaktors Arbeit herstellen zu können, die ja — wenn auch

nicht ganz zutreffend — an der Anzahl der (registrierten) Arbeitslosen gemessen wird<sup>12)</sup>.

Um aus der Nachfragefunktion nach Arbeitsleistungen die nach Beschäftigten, d. h. die eigentliche Beschäftigungsfunktion, abzuleiten, muß eine Annahme darüber gemacht werden, welche Kombination von Beschäftigten und durchschnittlicher Arbeitszeit je Beschäftigten die Unternehmer bei einem durch Gleichung (7) bzw. (8) gegebenen Arbeitsinput verwirklichen. Die eigentliche kurzfristige Beschäftigungspolitik der Unternehmer beschränkt sich auf die Wahl dieser bestimmten Kombination; denn wie bereits bei der Darstellung der Produktionsfunktion ausgeführt wurde, sind kurzfristige Substitutionsbeziehungen zwischen den Faktorinputs ausgeschlossen. Damit ist also die Entscheidung der Unternehmer über die Kombination der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital ein Problem der langen Periode; die Faktorkombination wird daher kurzfristig als gegeben angenommen.

Im allgemeinen wird nun unterstellt, daß die Unternehmer diejenige Kombination von Beschäftigten und durchschnittlicher Arbeitszeit je Beschäftigten realisieren, deren Kosten ein Minimum sind. Um diese kostenminimierende Nachfrage der Unternehmer nach Beschäftigten herauszufinden, muß also eine Kostenfunktion eingeführt werden<sup>13)</sup>:

$$(9) C_t = W_h (Eh)_t + F_t.$$

In dieser Gleichung sind  $C_t$  die Gesamtkosten, die sich aus den fixen Kosten ( $F_t$ ) und den variablen Lohnkosten — dem Produkt aus Effektivlohn je Beschäftigtenstunde ( $W_h$ ) und in Beschäftigtenstunden gemessenen Arbeitsleistungen ( $(Eh)_t$  — zusammensetzen.

Das Problem der Kostenminimierung besteht nun aber darin, daß  $W_h$  kein Parameter, sondern eine Variable ist, die von der tatsächlich geleisteten Arbeitszeit je Beschäftigten ( $h$ ) abhängt. Trotz unterschiedlichster Lohnformen wird folgende Beziehung zwischen  $W_h$  und  $h$  unterstellt:

$$(10) W_h = m - nh + ph^2.$$

<sup>12)</sup> Zur Kritik der Messung der Unterbeschäftigung des Produktionsfaktors Arbeit an der Anzahl der registrierten Arbeitslosen vgl. u. a. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1967, Ziffer 77 ff.

<sup>13)</sup> Vgl. zu der folgenden Ableitung vor allem Ball/St. Cyr [2], S. 180 ff.

<sup>14)</sup> Die gleichgewichtige (kostenminimierende) Arbeitszeit je Beschäftigten erhält man durch Differentiation von Gleichung (10) nach  $h$ :

$$(I) \frac{dW_h}{dh} = -n + 2ph.$$

Setzt man diesen Ausdruck gleich Null und löst ihn dann nach  $h$  auf, dann erhält man für die gleichgewichtige durchschnittliche Arbeitszeit je Beschäftigten

$$(II) h^* = \frac{n}{2p}.$$

Gleichung (10) in die Kostenfunktion (9) eingesetzt ergibt

$$(11) C_t = m (Eh)_t - n E_t h_t^2 + p E_t h_t^3 + F_t.$$

Wird Gleichung (7) nach  $h_t$  aufgelöst,

$$(12) h_t = \frac{Y_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{rt}{\alpha}}}{A^{\frac{1}{\alpha}} E_t}$$

und in die Kostenfunktion eingesetzt, dann geht (11) über in

$$(13) C_t = \frac{m Y_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{rt}{\alpha}}}{A^{\frac{1}{\alpha}}} - \frac{n}{E_t} \left[ \frac{Y_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{rt}{\alpha}}}{A^{\frac{1}{\alpha}}} \right]^2 + \frac{p}{E_t^2} \left[ \frac{Y_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{rt}{\alpha}}}{A^{\frac{1}{\alpha}}} \right]^3 + F_t.$$

Die kostenminimierende Nachfrage nach Beschäftigten ( $E_t^*$ ) erhält man nun einfach dadurch, daß (13) nach  $E_t$  differenziert, anschließend gleich Null gesetzt und dann nach  $E_t$  aufgelöst wird:

$$(14) E_t^* = \frac{2p}{A^{\frac{1}{\alpha}} n} e^{-\frac{rt}{\alpha}} Y_t^{\frac{1}{\alpha}}$$

bzw. logarithmiert

$$(15) \ln E_t^* = \ln \left[ \frac{2p}{A^{\frac{1}{\alpha}} n} \right] - \frac{r}{\alpha} t + \frac{1}{\alpha} \ln Y_t$$

$$(16) \ln E_t^* = b_0 + b_1 t + b_2 \ln Y_t; \quad b_0 = \ln \left[ \frac{2p}{A^{\frac{1}{\alpha}} n} \right]$$

$$b_1 = -\frac{r}{\alpha}$$

$$b_2 = \frac{1}{\alpha}$$

Die kostenminimierende Nachfrage der Unternehmer nach Beschäftigten bei einem gegebenen Arbeitsinput hängt also logarithmisch-linear ab von dem Parameter  $b_0$ , der seinerseits durch den Parameter  $A$  aus Gleichung (8) und den reziproken Wert des Gleichgewichtsniveaus der durchschnittlichen Arbeitszeit je Beschäftigten<sup>14)</sup> bestimmt wird, von einem Zeittrend  $t$  und von dem Output  $Y_t$ .  $b_2$  ist die Elastizität der Beschäftigten in bezug auf den Output, und  $b_1$  ist die Elastizität der Beschäftigten in bezug auf den Kapitalinput (einschließlich des technischen Fortschritts).

### 3. Der Anpassungsprozeß

Die aus der Inversen der kurzfristigen Produktionsfunktion unter der Annahme der Kostenminimierung abgeleitete Nachfrage nach Beschäftigten wird jedoch von den Unternehmern nicht sofort am Arbeitsmarkt realisiert. Vielmehr wird angenommen, daß sich die Unternehmer mit einer Verzögerung (lag) an die von ihnen gewünschte

(gleichgewichtige, da kostenminimierende) Beschäftigung anpassen, und zwar primär aus Kostengründen.

Diese Annahme steht damit völlig im Gegensatz zur traditionellen Theorie der Unternehmung, die den Produktionsfaktor Arbeit als völlig variabel auffaßte und damit auch Anpassungskosten von Null unterstellte. Neuere Überlegungen gehen jedoch von der Annahme aus, daß auch der Faktor Arbeit bei Veränderungen des Produktionsausstoßes nicht beliebig variiert werden kann. Man spricht daher heute in der modernen Produktionstheorie von der Arbeit als einem quasi fixen Faktor der Produktion<sup>15)</sup>.

Folgende Gründe lassen sich dafür anführen, daß die Arbeit kurzfristig als quasi fixer Produktionsfaktor aufgefaßt wird<sup>16)</sup>:

1. *ökonomische Gründe* veranlassen die Unternehmer, sich nicht abrupt an Veränderungen des Output mit ihren Beschäftigten anzupassen.
2. *Technologische Gründe* zwingen die Unternehmer, ein gewisses Ausmaß an „excess labour“ hinzunehmen.
3. *Institutionelle Gründe* haben zur Folge, daß die Unternehmer nicht auf jede Veränderung des Produktionsausstoßes mit der entsprechenden Veränderung der Beschäftigten reagieren können.

Zu 1.: Mit der Anpassung der Beschäftigten an sich ändernde Produktionsniveaus sind stets Kosten verbunden. Es handelt sich dabei vor allem um Kosten der Ausbildung und Einarbeitung, die bei der Neueinstellung von Beschäftigten entstehen (und die auf der anderen Seite bei der Entlassung von ausgebildeten und eingearbeiteten Arbeitskräften Verluste darstellen), sowie um Kosten der Reorganisation, die meistens mit einer Änderung in der Zusammensetzung der Beschäftigten verbunden sind. Die Unternehmer werden daher einen Vergleich anstellen müssen zwischen den Anpassungskosten und den Mehrkosten bzw. Kosteneinsparungen, die alternativ bei einer stärkeren (z. B. durch die Zahlung von in der Regel höheren Überstundenlöhnen) bzw. schwächeren Auslastung der Beschäftigten entstehen.

Ein weiterer wichtiger ökonomischer Grund dafür, daß sich die Unternehmer kurzfristig nur teilweise an die von ihnen gewünschte Beschäftigung anpassen, besteht darin, daß die Unternehmer nicht wissen, wie sich der Output und damit ihre gewünschte Beschäftigung in den folgenden Perioden verändern wird; daher werden sie bewußt darauf verzichten, ein vielleicht nur kurzfri-

stiges Beschäftigungsgleichgewicht anzustreben. Mit anderen Worten, das für die folgende Periode erwartete Produktionsniveau wird zusammen mit der gegenwärtigen Arbeitsangebotsituation und den Erwartungen über die künftige Lage am Arbeitsmarkt den Anpassungsprozeß maßgeblich beeinflussen.

Zu 2.: Technische Gründe spielen bei der Anpassung insofern eine entscheidende Rolle, als der Produktionsprozeß eine ganz bestimmte Kombination der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital voraussetzen kann, die nur langfristig von den Unternehmern unter erheblichen Kosten zu ändern ist. Dies wird vor allem in besonders kapitalintensiven Industrieunternehmen bzw. Industriezweigen der Fall sein.

Zu 3.: Neben ökonomischen und technologischen Ursachen spielen auch institutionelle Gründe eine entscheidende Rolle für das Anpassungsverhalten der Unternehmer. Einschränkungen durch Kündigungsschutzgesetze, Sondervereinbarungen mit den Arbeitnehmern, Rationalisierungsschutzabkommen, Druck der Gewerkschaften, traditionsbewußte Verhaltensweisen und Public-Relations-Gründe werden verhindern, daß die Unternehmer sofort mit ihrer Beschäftigung ein neues kurzfristiges Gleichgewicht anstreben.

Für den kurzfristigen Anpassungsprozeß wird nun im allgemeinen folgende Verhaltensglei-

$$(17) \frac{E_t}{E_{t-1}} = \left( \frac{E_t^*}{E_{t-1}} \right)^\lambda; 0 \leq \lambda \leq 1$$

bzw. logarithmiert:

$$(18) \ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda (\ln E_t^* - \ln E_{t-1}).$$

In dieser Gleichung bedeuten  $E_t$  die Beschäftigten in der Periode  $t$ ,  $E_{t-1}$  die Beschäftigten in der unmittelbar davorliegenden Periode  $t-1$  und  $E_t^*$  die für die gegenwärtige Periode  $t$  gewünschten Beschäftigten.  $\lambda$  bezeichnet den Anpassungskoeffizienten. Nimmt  $\lambda$  den Wert Null an, findet keine Anpassung statt; die Unternehmer ändern in der Periode  $t$  die Zahl ihrer Beschäftigten nicht ( $E_t = E_{t-1}$ ). Bei  $\lambda = 1$  verwirklichen die Unternehmer dagegen sofort in der Periode  $t$  die von ihnen gewünschten Beschäftigten ( $E_t = E_t^*$ ).

Diese beiden Extremfälle ( $\lambda = 0$ ;  $\lambda = 1$ ) können jedoch im folgenden ausgeschlossen werden, denn in aller Regel wird der tatsächliche Wert von  $\lambda$  zwischen null und eins liegen. Nimmt  $\lambda$  beispielsweise den Wert 0,5 an, dann bedeutet dies, daß sich die Unternehmer mit genau der Hälfte der zu Beginn der Periode  $t$  bestehenden Differenz zwischen gewünschten Beschäftigten ( $E_t^*$ ) und tatsächlich Beschäftigten ( $E_{t-1}$ ) während der Periode  $t$  anpassen. Der Reaktionskoeffizient mißt daher offensichtlich die Geschwindigkeit, mit der sich die Unternehmer mit ihren

<sup>15)</sup> Oi [37], S. 539, definiert als quasi fix einen Produktionsfaktor, der nicht beliebig teilbar ist und dessen Kosten daher zum Teil variabel und zum Teil fix sind.

<sup>16)</sup> Vgl. hierzu vor allem George W. Wilson [52], S. 40 f., und So/igo[45], S. 173 f.



Beschäftigten an das von ihnen gewünschte, kostenminimierende Niveau annähern. Je kleiner  $\lambda$  ist, um so länger wird es dauern, bis sich eine Veränderung des Output vollständig in einer kostenoptimalen Veränderung bei den Beschäftigten niederschlägt, und um so geringer ist die Korrelation zwischen Output und Beschäftigten der Periode  $t$ .

Dieser lag zwischen gewünschten und realisierten Beschäftigten impliziert gleichzeitig, daß dann, wenn die tatsächlich Beschäftigten zu Beginn der Periode über (unter) dem für diese Periode gewünschten Niveau liegen, die tatsächliche Arbeitszeit je Beschäftigten unter (über) der gewünschten liegen muß<sup>17)</sup>. Das durch Gleichung (17) bzw. (18) bestimmte Anpassungsverhalten der Unternehmer führt also zu Kurzarbeit einerseits und Überstunden andererseits. Je kleiner  $\lambda$  ist, d. h. die Veränderung der Beschäftigten, desto größer sind die Schwankungen in der durchschnittlichen Arbeitszeit je Beschäftigten.

Der Anpassungskoeffizient ist auch eine Funktion der Länge der gewählten Periode. In einem Monatsmodell ist der Wert von  $\lambda$  kleiner als in einem Vierteljahres- oder gar Jahresmodell.

Den Zusammenhang zwischen dem vierteljährlichen ( $\lambda$ ) und dem jährlichen Anpassungskoeffizienten ( $\Lambda$ ) haben *Smyth/Ireland* [43] in ihrer Untersuchung über kurzfristige Beschäftigungsfunktionen in der australischen Industrie geprüft. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß — mit einigen plausiblen Annahmen — folgende Beziehung zwischen den beiden Anpassungskoeffizienten besteht:

$$(19) \Lambda = \frac{4\lambda}{1+3\lambda}$$

Ist also der vierteljährliche Anpassungskoeffizient  $\lambda = 0,5$ , dann nimmt der jährliche Anpassungskoeffizient  $\Lambda$  den Wert 0,8 an<sup>18)</sup>.

Die Untersuchungen von *Holt/Modigliani/Muth/Simon* [19] und *Holt/Modigliani* [20] auf der einen und *Beckman* [3] auf der anderen Seite haben gezeigt, daß die Form des Anpassungsprozesses nicht unabhängig ist von der Annahme über den Verlauf der Anpassungskosten. Gleichung (17) bzw. (18) impliziert, daß die Anpassungskosten mit dem Grad der Anpassung steigen<sup>19)</sup>. Wenn dagegen die Anpassungskosten teilweise fix sind und teilweise linear von dem Grad der Anpassung abhängen, dann besteht die optimale Verhaltensweise der Unternehmer darin, sich bei Erreichen eines kritischen Punktes vollständig an das gewünschte Niveau anzupassen. In diesem Fall müßte eine andere Verhaltensgleichung eingeführt werden.

Aus der kurzfristigen Nachfragefunktion nach Beschäftigten

$$(16) \ln E_t^* = b_0 + b_1 t + b_2 \ln Y_t$$

und dem kurzfristigen Anpassungsprozeß

$$(18) \ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda (\ln E_t^* - \ln E_{t-1})$$

wird durch Einsetzen von (16) in (18) Gleichung

$$(20) \ln E_t = \lambda b_0 + \lambda b_1 t + \lambda b_2 \ln Y_t + (1-\lambda) \ln E_{t-1}$$

$$(21) \ln E_t = a_0 + a_1 t + a_2 \ln Y_t + a_3 \ln E_{t-1};$$

$$a_0 = \lambda \ln \left[ \frac{2p}{A^\alpha n} \right]$$

$$a_1 = -\frac{r\lambda}{\alpha}$$

$$a_2 = \frac{\lambda}{\alpha}$$

$$a_3 = (1 - \lambda)$$

Diese Gleichung (21) ist in die Literatur unter der Bezeichnung „*Brechling-Beschäftigungsfunktion*“ eingegangen. Wenn für alle Variablen Zeitreihen vorliegen, können die Parameter der Gleichung mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate statistisch geschätzt werden.

#### 4. Die wichtigsten Erweiterungen des Modells

Die durch Gleichung (21) dargestellte kurzfristige Beschäftigungsfunktion wird nun häufig durch die Einbeziehung weiterer relevanter Variabler, die die kurzfristige Nachfrage der Unternehmer nach Beschäftigten beeinflussen können, modifiziert. Die wichtigste Erweiterung resultiert aus der Annahme, daß sich die Unternehmer bei ihrer kurzfristigen Beschäftigungspolitik nicht ausschließlich von dem Produktionsniveau der Periode  $t$  ( $Y_t$ ) leiten lassen, sondern auch von dem für die kommende Periode  $t+1$  erwarteten Output ( $\hat{Y}_{t+1}$ ). Es ist nämlich durchaus plausibel anzunehmen, daß dann, wenn die Unternehmer eine Zunahme der Produktion für die Periode  $t+1$  erwarten, die Beschäftigung in der Periode  $t$  größer sein wird als unter der Annahme eines in der Periode  $t+1$  stagnierenden oder gar fallenden Output.

Die in den bisherigen Untersuchungen unterstellten Erwartungshypothesen für  $\hat{Y}_{t+1}$  weichen natürlich voneinander ab<sup>20)</sup>. Häufig wird aber die einfache Annahme getroffen, daß die Unternehmer die in der vorangegangenen Periode realisierte

<sup>17)</sup> Die Beschäftigten sind in diesem Modell Aktionsparameter der Unternehmer, während die durchschnittliche Arbeitszeit je Beschäftigten Erwartungsparameter für den Unternehmer ist.

<sup>18)</sup> Zu der genauen Ableitung dieser Beziehung zwischen jährlichem und vierteljährlichem Anpassungskoeffizienten vgl. den Anhang zu *Smyth/Ireland* [43], S. 27 f.

<sup>19)</sup> Das gilt sowohl für einen Anpassungsprozeß der hier gewählten logarithmischen Form  $\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda (\ln E_t^* - \ln E_{t-1})$  als auch für den linearen Anpassungsprozeß  $E_t - E_{t-1} = \lambda (E_t^* - E_{t-1})$ . Allerdings besteht zwischen den beiden Verhaltensgleichungen, wie *Soligo* [45], S. 176 ff., gezeigt hat, insofern ein Unterschied, als beim linearen Anpassungsprozeß die Anpassung schneller erfolgt als beim logarithmischen, wenn der „gap“ zwischen  $E_t^*$  und  $E_{t-1}$  positiv ist, umgekehrt aber beim logarithmischen Modell die Anpassung schneller erfolgt, wenn der „gap“ negativ ist.

<sup>20)</sup> Vgl. z. B. *Fair* [11], S. 79 ff. und *Brechling* [4], S. 202 f.

Zuwachsrate der Produktion auch für die folgende Periode erwarten:

$$(22) \frac{\widehat{Y}_{t+1}}{Y_t} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$$

$$(23) \widehat{Y}_{t+1} = Y_t \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$$

Ist z. B. der Output im zweiten Quartal um 5 v. H. gegenüber dem Vorquartal gestiegen, dann wird auch für das dritte Quartal mit einer Zunahme von 5 v. H. gegenüber dem zweiten Quartal gerechnet.

Unter Berücksichtigung des erwarteten Output geht Gleichung (21) über in

$$(24) \ln E_t = a_0 + a_1 t + a_2 \ln Y_t + a_3 \ln E_{t-1} + a_4 \ln \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right).$$

In dieser Gleichung ist  $a_4$  die kurzfristige Elastizität der Beschäftigten in bezug auf den erwarteten Output.

Neben dem erwarteten Output ist in den meisten Untersuchungen der Einfluß verschiedener anderer Variabler auf die Beschäftigung getestet worden, u. a. der Beschäftigten der Periode  $t-2$  ( $E_{t-2}$ ), der durchschnittlichen tariflichen oder „normalen“ Arbeitszeit ( $h_t$ ) und des Kapitalauslastungsgrades.

#### IV. Statistische und ökonometrische Probleme bei der Schätzung der Beschäftigungsfunktionen

Die erste Frage, die hier aufgeworfen werden soll, ist die, ob bei der Schätzung der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion von den ursprünglichen oder aber von den saisonbereinigten Beobachtungswerten ausgegangen werden muß. Mit einer einzigen Ausnahme sind die bisher geschätzten kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen mit Daten berechnet worden, die von Saisoneinflüssen bereinigt waren. Lagen derartige saisonal bereinigte Zeitreihen des Output und der Beschäftigten nicht vor, so behalf man sich ersatzweise mit sogenannten „seasonal dummy variables“, also einer Art Scheinvariablen, deren Funktion es ist, den jeweiligen Saisoneinflüssen Rechnung zu tragen<sup>21)</sup>.

Die Schätzung von kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen, die aus einer kurzfristigen Produktionsfunktion abgeleitet sind, mit saisonbereinigten Beobachtungswerten bzw. mit „seasonal dummy variables“ ist von Fair kritisiert worden<sup>22)</sup>. Sein Haupteinwand ist, daß dieses Vor-

gehen inkompatibel ist mit dem Konzept der Produktionsfunktion, weil es sich dabei um eine rein technische Relation zwischen mengenmäßigen Faktorinputs und einem mengenmäßigen Output, nicht aber um eine Relation saisonal bereinigter Inputs und saisonbereinigtem Output handelt. Es besteht nämlich kaum ein plausibler Grund zu der Annahme, daß diese technische Relation ihrerseits Saisonschwankungen unterworfen ist.

Hinzu kommt, daß die Verwendung saisonbereinigter Werte bzw. die Benutzung von „seasonal dummy variables“ impliziert, daß der durch Gleichung (17) gegebene kurzfristige Anpassungsprozeß sich auf saisonal bereinigte Beschäftigtenzahlen und nicht auf die tatsächlichen Beschäftigten bezieht. Das bedeutet wiederum, daß der Anpassungskoeffizient ( $\lambda$ ) seinerseits Saisoneinflüssen ausgesetzt ist, eine Annahme, die nur dann zutrifft, wenn man im Jahresablauf saisonal schwankende Anpassungskosten unterstellen kann. Auch das scheint wenig wahrscheinlich zu sein.

Schließlich ließe sich noch im Hinblick auf die Verwendung der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen als Instrument der Prognose gegen die Benutzung saisonbereinigter Werte einwenden, daß es nicht das Ziel der Vorausschätzung ist, saisonbereinigte Beschäftigtenzahlen zu projizieren, sondern ein zutreffendes Bild von der mit großer Wahrscheinlichkeit zu erwartenden tatsächlichen Beschäftigtenentwicklung abzugeben.

Mit der Einführung des Anpassungsprozesses (Gleichung 17 und 18) und der damit verbundenen Einbeziehung einer prädeternierten Variablen ( $\ln E_{t-1}$ ) in die Regressionsgleichung sind erhebliche Probleme verbunden. Sie rühren vor allem daher, daß sich mit der Einbeziehung von  $\ln E_{t-1}$  in die kurzfristige Beschäftigungsfunktion die Gefahr der Autokorrelation der Residuen erhöht, so daß die Residuen der Regressionsgleichung im wahrscheinlichkeitstheoretischen Sinne stochastisch nicht voneinander unabhängig sind. Sind die Residuen aber autokorreliert, dann liefert die Methode der kleinsten Quadrate einmal nicht mehr die besten Schätzwerte der Regressionskoeffizienten, d. h. Schätzwerte mit dem kleinsten Fehlerquadrat; zum anderen werden dann die Fehler der Regressionskoeffizienten unterschätzt, so daß der Signifikanztest zu falschen Schlüssen führen muß.

Hinzuweisen ist schließlich noch darauf, daß dann, wenn in der Regressionsgleichung unter den unabhängigen Variablen auch die um einen lag verzögerte abhängige Variable auftritt, die Überprüfung auf Autokorrelation der Residuen mit der „von-Neumann-ratio“<sup>23)</sup> oder dem „Durbin-Watson-statistic“<sup>24)</sup> zu Fehlinterpretationen führt, weil diese Prüfmaße ihrerseits durch die prädeternierte Variable verzerrt werden<sup>25)</sup>.

<sup>21)</sup> Zur Benutzung von „dummy variables“ in Regressionsgleichungen vgl. *Suits* [48].

<sup>22)</sup> Vgl. hierzu und im folgenden *Fair* [11], S. 37 ff.

<sup>23)</sup> Vgl. *Theil/Nagar* [50].

<sup>24)</sup> Vgl. *Durbin/Watson* [10].

<sup>25)</sup> Vgl. *Griliches* [16].

Wie bereits bei der Darstellung des Modells der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen ausgeführt wurde, wird die Variable „Kapitalinput“ in aller Regel in den bisher geschätzten Beschäftigungsfunktionen durch einen Zeittrend approximiert. Der Grund für dieses Vorgehen beruht einmal darauf, daß Beobachtungswerte für den Kapitalinput in den meisten Fällen den Statistiken nicht zu entnehmen sind, zum anderen — und nicht zuletzt — aber auch darauf, daß mit der Eliminierung der Variablen „Kapital“ das Problem der Multikollinearität weitgehend umgangen werden kann<sup>26)</sup>.

Kollinearität bzw. Multikollinearität liegt vor, wenn in einer multiplen Regression zwischen den unabhängigen Variablen eine lineare Beziehung besteht. In diesem Fall können die Parameter der Gleichung nicht eindeutig bestimmt werden und damit die spezifischen Einflüsse der Erklärungsfaktoren (der exogenen Variablen) auf die erklärende Größe nicht identifiziert werden<sup>27)</sup>. Da a priori anzunehmen ist, daß zwischen Kapitalinput und Output derselben Periode ein enger Zusammenhang besteht, ausgedrückt durch einen hohen Korrelationskoeffizienten<sup>28)</sup>, führt das oben geschilderte Vorgehen zu einer Verminderung der Multikollinearität.

Schließlich ist noch darauf hinzuweisen, daß es sich bei der in Kapitel III abgeleiteten „*Brechling-Beschäftigungs-Funktion*“ um ein mikroökonomisches Modell handelt. Streng genommen kann also damit nur erklärt werden, wie sich ein einzelnes Unternehmen kurzfristig bei Veränderungen der exogenen Variablen, hier also insbesondere des Produktionsniveaus, mit seinen Beschäftigten anpaßt. Die Übertragung und Anwendung dieser der Mikrotheorie zugehörigen Beschäftigungsfunktionen auf einzelne Industriebranchen bzw. auf die gesamte Industrie, weil nur hierfür Beobachtungswerte der Variablen vorliegen, ist daher mit dem allgemeinen Aggregationsproblem verknüpft. Hierauf und auf die notwendigen Voraussetzungen, die bei der Übertragung der mikroökonomischen Beschäftigungsfunktionen auf Aggregate erfüllt sein müssen, hat vor allem *Hubbard* hingewiesen<sup>29)</sup>.

<sup>26)</sup> Gleichzeitig wird durch die Einführung der Zeit in die Regressionsgleichung die Autokorrelation der Residuen beträchtlich vermindert. Vgl. Tintner [51], S. 276 f.

<sup>27)</sup> Vgl. Gerf/n [14], S. 66 f.

<sup>28)</sup> Bei welcher Größe des Korrelationskoeffizienten Multikollinearität vorliegt, kann nicht eindeutig beantwortet werden. Die Hinweise in der Literatur schwanken zwischen Korrelationskoeffizienten von 0,275 bis 0,80. Vgl. Meier [33], S. 53.

<sup>29)</sup> Vgl. Hubbard [21], S. 34 ff.

<sup>30)</sup> Vgl. So/ow [46], S. 19. Das zweite Paradox ist, daß der Kapital-input in der kurzen Periode keinen großen Einfluß auf die gewünschte Beschäftigung zu haben scheint.

<sup>31)</sup> Vgl. Brechling/O'Brien [5], S. 280 ff.

<sup>32)</sup> Vgl. Gerfin [14], S. 55.

<sup>33)</sup> Hubbard [21] glaubt, daß mit dem in der Zukunft steigenden Anteil der „non production workers“ die kurzfristige Beschäftigungselastizität tendenziell zurückgeht. Einen weiteren Grund für eine langfristig sinkende Beschäftigungselastizität sieht er in der wachsenden Kapitalintensität des Produktionsprozesses.

## V. Das Phänomen der kurzfristigen „increasing returns to labour“

Die bisherigen empirischen Untersuchungen, die von dem in Kapitel III dargestellten Grundmodell der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen ausgegangen sind, haben zu dem Ergebnis geführt, daß eine Zunahme des Output um 1 v. H. in aller Regel mit einer Zunahme der Beschäftigten von weniger als 1 v. H. verbunden ist. Mit anderen Worten, die aus der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion abgeleitete Beschäftigungselastizität  $\left(\frac{1}{\alpha}\right)$  ist kleiner als eins.

Dieses Resultat ist gleichbedeutend mit der Existenz ausgeprägter „increasing returns to labour in the short run“, einem Ergebnis, das a priori schwierig zu interpretieren ist, denn es bedeutet ja nicht weniger, als daß das Grenzprodukt eines zusätzlich Beschäftigten größer sein muß als das Durchschnittsprodukt aller bisher Beschäftigten. So/ow hat deshalb diese kurzfristig niedrige Beschäftigungselastizität in bezug auf den Output als eines der beiden großen Paradoxa bezeichnet, dessen Auflösung einen wichtigen Schritt zur Verbindung von kurz- und langfristiger Theorie darstellen würde<sup>30)</sup>.

Es hat daher in der Literatur über kurzfristige Beschäftigungsfunktionen nicht an Versuchen gefehlt, mögliche Erklärungen für das Phänomen der kurzfristigen „increasing returns to labour“ zu geben. *Brechling/O'Brien* nennen in ihrer vergleichenden Untersuchung über kurzfristige Beschäftigungsfunktionen in der Industrie von zwölf verschiedenen Ländern u. a. folgende mögliche Ursachen<sup>31)</sup>:

1. Die Beschäftigungselastizität kann deshalb zu niedrig geschätzt worden sein, weil die Zeitreihe des Output mit Beobachtungsfehlern behaftet ist. Notwendige Voraussetzung bei der Anwendung des Regressionsverfahrens ist jedoch, daß die Beobachtungswerte der erklärenden Variablen korrekt registriert sind, um unverzerrte Schätzwerte der Parameter zu erhalten<sup>32)</sup>.
2. Ein weiterer möglicher Grund für die niedrige Beschäftigungselastizität kann ferner sein, daß die Unternehmer sich nicht mit *allen* Beschäftigten an kurzfristige Veränderungen der Produktion anpassen. In den bisherigen Untersuchungen werden daher häufig getrennt Beschäftigungsfunktionen für „production workers“ und „non production workers“ geschätzt in der Annahme, daß die Anpassungskosten in beiden Gruppen differieren. Für „non production workers“ werden höhere Anpassungskosten unterstellt als für „production workers“. Daher werden sich die Unternehmer bei Veränderungen der Produktion stärker mit ihren „production workers“ an die neuen Bedingungen anpassen als mit ihren „non production workers“<sup>33)</sup>.

3. Die kurzfristigen „increasing returns to labour“ können auch daraus resultieren, daß Variable in der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion nicht oder nur unzureichend berücksichtigt worden sind. Es ist dabei zu vermuten, daß es sich hier um die Variable „Kapitalinput“ handelt; wie *Ireland/Smyth*<sup>34)</sup> gezeigt haben, werden die eingesetzten Kapitalleistungen nur unzureichend durch die Approximierung mit einem Exponentialtrend berücksichtigt, d. h. absorbiert.

Die aus Gleichung (19) abgeleiteten Koeffizienten  $b_1$  und  $b_2$  sind dann insofern verfälscht, als sie nicht den spezifischen (isolierten) Einfluß der entsprechenden Erklärungsgrößen ( $t$ ,  $Y_t$ ) auf die erklärte Variable wiedergeben. Mit anderen Worten, die Parameter  $b_1$  ( $= -\frac{r}{\alpha}$ ) und  $b_2$  ( $= \frac{1}{\alpha}$ ) können nicht als Beschäftigungselastizitäten in bezug auf den Kapitalinput bzw. in bezug auf den Output interpretiert werden, weil einerseits  $b_1$  nicht nur den Einfluß des Output auf die Beschäftigten,  $b_2$  andererseits nicht nur den Einfluß des Kapitalinput und des technischen Fortschritts auf die Beschäftigten widerspiegelt.

Eine weitere Ursache der zu hohen „increasing returns to labour“ dürfte aber wohl darin zu sehen sein, daß die in die Produktionsfunktion (1) eingehenden (produktiven) Arbeitsleistungen nur unzureichend durch das statistisch gemessene Arbeitsvolumen (= Produkt aus Beschäftigten und durchschnittlicher Arbeitszeit je Beschäftigten) erfaßt werden. Vernachlässigt wird dabei nämlich die unterschiedliche „Produktionsintensität“ der Beschäftigten je geleisteter Arbeitsstunde. Es ist nun aber zu vermuten, daß das „produktive Arbeitsvolumen“ in der Hochkonjunktur hinter dem statistisch gemessenen zurückbleibt und vice versa.

## VI. Das Smyth-Ireland-Modell

Diese Überlegungen haben *Ireland/Smyth* dazu geführt, im Gegensatz zu allen anderen Autoren — mit Ausnahme von *Dhrymes* [7] — statt der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion die allgemeinere CES-Produktionsfunktion als Ausgangspunkt für ihre kurzfristige Beschäftigungsfunktion zu nehmen:

$$(25) Y_t = e^{\rho t} R \left[ q(Eh)_t^{-w} + (1-q) (Ku)_t^{-w} \right]^{-\frac{1}{w}}$$

In dieser CES-Produktionsfunktion mit „Hicks-neutralem“ technischen Fortschritt ( $e^{\rho t}$ ) ist  $(Eh)_t$  der in Beschäftigtenstunden gemessene Arbeitsinput und  $(Ku)_t$  der tatsächliche Kapitaleinsatz, d. h. der genutzte Kapitalbestand.  $q$  und  $(1-q)$  sind die Distributionsparameter,  $w$  ist der

<sup>34)</sup> Vgl. *Ireland/Smyth* [24], S. 6 f.

Substitutionsparameter,  $v$  der Homogenitätsparameter und  $R$  der Effizienzparameter.

*Ireland/Smyth* begründen dieses Vorgehen damit, daß die aus der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Gleichung 3) abgeleitete Nachfrage nach Beschäftigten (Gleichung 15) einerseits zu niedrige Beschäftigungselastizitäten in bezug auf die Produktion ( $\frac{1}{\alpha}$ ) und mithin zu hohe „increasing returns to labour“ ausweist, andererseits aber die Beschäftigungselastizität in bezug auf den Kapitalinput (einschließlich des technischen Fortschritts) ( $-\frac{r}{\alpha}$ ) zu niedrig ist. Ursache dafür ist aber, daß der Kapitalinput durch den Zeittrend nur ungenügend berücksichtigt wird:

1. Der in der Zeit wachsende Kapitalstock kann zwar durch einen Zeittrend approximiert werden, nicht aber der tatsächlich genutzte Kapitalbestand, weil dieser wegen der Auslastungsschwankungen kaum mit einer konstanten Rate wächst.
2. Wohl ist die unternehmerische Entscheidung über die Höhe des beschafften Kapitals ein Problem der langen Periode, nicht aber die über den Auslastungsgrad des vorhandenen Kapitalstocks.
3. Wenn der Kapitalstock kurzfristig als modell-exogen angenommen wird, führt eine Veränderung des Output lediglich zu einer Veränderung des Arbeitsinput; damit wird unterstellt, daß der vorhandene Kapitalbestand ständig voll ausgelastet ist oder aber von einer konstanten Kapitalauslastung ausgegangen werden kann.

Wesentlich plausibler scheint *Ireland/Smyth* die Annahme zu sein, daß bei der Verwendung der CES-Funktion (25) der Ausdruck

$$\frac{d(Eh)_t}{(Eh)_t} : \frac{d(Ku)_t}{(Ku)_t}$$

als konstant unterstellt werden kann, mit anderen Worten, daß das Verhältnis von relativer Veränderung des Arbeitsinput  $\frac{d(Eh)_t}{Eh_t}$  zu relativer Veränderung des Kapitalinput  $\frac{d(Ku)_t}{Ku_t}$  als konstant

angenommen werden kann. Das setzt einmal voraus, daß sich die Relation von Arbeitskosten zu Kapitalkosten nicht ändert; zum anderen muß davon ausgegangen werden, daß weder der Einsatz von Arbeit noch der von Kapital limitiert ist. Solange also sowohl Überkapazitäten existieren als auch Arbeitslosigkeit herrscht, ist die oben getroffene Annahme gerechtfertigt.

Unter der Annahme

$$(26) \frac{d(Eh)_t}{(Eh)_t} : \frac{d(Ku)_t}{(Ku)_t} = \text{konstant}$$

geht Gleichung (25) — bei Auflösung nach  $(Eh)_t$  — über in

$$(27) (Eh)_t = Y_t^{\frac{1}{v}} e^{-\frac{\rho t}{v}} D;$$

$$D = R^{-\frac{1}{v}} q^{\frac{1}{w}} \left[ 1 - \frac{d(Eh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Eh)_t} \right]^{\frac{1}{v}}$$

Wird dieselbe Kostenminimierungsannahme wie bei der aus der Cobb-Douglas-Funktion abgeleiteten Beschäftigungsfunktion gemacht, dann geht (27) über in

$$(28) \ln E_t^* = b_0 + b_1 t + b_2 \ln Y_t; \quad b_1 = -\frac{\rho}{v}$$

$$b_2 = \frac{1}{v}$$

Unter Berücksichtigung der kurzfristigen Anpassungsfunktion (18) wird aus (28)

$$(29) \ln E_t = a_0 + a_1 t + a_2 \ln Y_t + a_3 \ln E_{t-1};$$

$$a_1 = -\frac{\lambda \rho}{v}$$

$$a_2 = \frac{\lambda}{v}$$

$$a_3 = 1 - \lambda$$

Diese Gleichung (29) ist formal identisch mit Gleichung (21); die Interpretation der Parameter  $a_1$  und  $a_2$  weicht jedoch entschieden voneinander ab. Während in Gleichung (21) der Ausdruck  $\frac{1-a_3}{a_2}$  die kurzfristige Produktionselastizität  $\alpha$

ist und damit „returns to labour“ anzeigt, ist dieser Ausdruck in Gleichung (29) der Homogenitätsparameter  $v$  und zeigt somit „returns to scale“ an, d. h. die Skalenerträge der beiden Faktoren Arbeit und Kapital. In Gleichung (19)

zeigt  $\frac{-a_1}{a_2} = r$  den Einfluß des wachsenden Kapitalinputs und des technischen Fortschritts an auf die Beschäftigten, in Gleichung (29) hingegen nur den Einfluß des technischen Fortschritts ( $\rho$ ) auf die Beschäftigten.

*Ireland/Smyth* ziehen die zweite Interpretation der Parameter deshalb vor, weil die direkte Schätzung der „returns to scale“ aus der CES-Produktionsfunktion z. B. durch *Diwan* [8] zu ähnlichen Ergebnissen führte wie bei der Ableitung aus der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion.

## VII. Die Verwendung der Beschäftigungsfunktionen als Prognosefunktionen

Abschließend soll noch untersucht werden, ob und inwieweit die bisher entwickelten Beschäftigungsfunktionen für eine kurzfristige Beschäftigungsprognose verwendet werden können. Diese Fragestellung führt zu der grundsätzlichen Problematik der Eignung des Regressionsansatzes für Prognosezwecke, und zwar hier insbesondere des Regressionsverfahrens auf der Basis von Zeitreihen<sup>35)</sup>.

Bei der Verwendung der Regressionsanalyse erfolgt die Prognose auf einem Umweg. Durch Einsetzen der Erwartungswerte für die erklärenden (unabhängigen) Variablen in die durch die Regressionsgleichung ausgedrückte Abhängigkeitsbeziehung erhält man den Prognosewert der gesuchten Größe, d. h. der erklärten (abhängigen) Variablen. Ein solches Umwegverfahren kann daher nach *Gerfin* nur dann sinnvoll sein, wenn mindestens die folgenden Voraussetzungen erfüllt sind:

1. Die erklärenden Variablen müssen einfacher und verlässlicher vorausgeschätzt werden können als die letztlich interessierende erklärte Variable. Dabei sollte die unmittelbare Vorausschätzung der exogenen Variablen allerdings nicht durch eine Trendextrapolation erfolgen. Wenn nämlich bei einem unverändert angenommenen Trend der unabhängigen Variablen mit Hilfe der Regressionsgleichung die abhängige Variable geschätzt wird, dann erfolgt auch die Prognose der abhängigen Größe in Wirklichkeit nur durch einfache Trendextrapolation. Mit anderen Worten, „Berechtigung erhält das Anknüpfen an übergeordnete Variable also erst dann, wenn für die Bestimmungsgrößen in der Zukunft ein anderer Ablauf als im Vergangenheitsdurchschnitt wahrscheinlich ist“<sup>36)</sup>.
2. Die in der Vergangenheit beobachtete quantitative Beziehung zwischen abhängiger Variabler und unabhängigen Variablen muß auch für die Zukunft gültig sein.

Diese zweite Voraussetzung, nämlich die der zeitlichen Invarianz der Parameter, berührt das Kernproblem der Prognose überhaupt und gilt grundsätzlich für alle Prognoseverfahren. „Eine Prognose, die auf Vergangenheitsbeobachtungen aufbaut, kann nur dann einen Sinn haben, wenn außer einer definierbaren Ordnung in der Vergangenheit (beim Regressionsverfahren also die nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzte Strukturgleichung) gewisse invariante Beziehungen über die Zeit hinweg bestehen“<sup>37)</sup>. Dies gilt natürlich in stärkerem Maße für die langfristige Prognose, kann aber auch bei der kurzfristigen Vorausschau nicht vernachlässigt werden.

3. Neben den Zufallseinflüssen muß ein eindeutiger Kausalzusammenhang zwischen der abhängigen Variablen und den sie erklärenden (unabhängigen) Variablen bestehen.

Diese Bedingung besagt, daß der Einfluß nur einseitig von den erklärenden Variablen auf die abhängige Größe gerichtet sein darf. Liegt

<sup>35)</sup> Vgl. hierzu und im folgenden vor allem *Gerfin* [13], S. 48 ff. bzw. [14], S. 41 ff.

<sup>36)</sup> *Gerfin* [13], S. 51.

<sup>37)</sup> *Gerfin* [13], S. 51.

dagegen ein gegenseitiges Abhängigkeitsverhältnis vor, dann ist die Identifikation der Parameter im sogenannten „single equation approach“ ausgeschlossen. Die Variablen können dann nur im Rahmen eines simultanen Gleichungssystems geschätzt werden (simultaneous equation method).

Zusammenfassend lassen sich die Voraussetzungen der Prognose mit Hilfe des Regressionsverfahrens folgendermaßen umschreiben: „Unterstellt man aus Überzeugung oder aus Informationsmangel sowohl eine gleichmäßige Weiterentwicklung der exogenen Variablen als auch eine unveränderte Abhängigkeitsstruktur, dann erübrigt sich die Bestimmung der Regressionsgleichung. Eine Trendextrapolation führt zu gleichwertigen Ergebnissen, sie enthält eventuell sogar weniger Fehlermöglichkeiten. Die Kenntnis der Kausalbeziehung ist dagegen erforderlich, wenn mit einem Wechsel der Entwicklungsrichtung oder einer Änderung der Wachstumsrate der exogenen Erklärungsgröße gerechnet wird. Erwartet man dagegen eine Variation in den Strukturparametern, so trägt die alte Strukturgleichung zur Lösung unmittelbar nichts bei, gleichgültig, ob die Entwicklung der exogenen Variablen stetig oder gebrochen ist“<sup>38)</sup>.

Welche Konsequenzen ergeben sich nun daraus für eine Verwendung der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen für eine Beschäftigtenprognose?

*Zu 1.:* Wenn die erste Bedingung erfüllt sein soll, bedeutet das in unserem Falle, daß die exogene Variable Output verlässlicher vorauszuschätzen sein muß als die endogene Variable Beschäftigte. Dies läßt sich bei den gegenwärtigen „Prognoseverhältnissen“ in der Bundesrepublik nicht überprüfen, weil zwar einerseits für den Bereich der Industrie genügend disaggregierte Produktionsprognosen vorliegen, andererseits sich aber daran keine unmittelbaren Beschäftigtenprognosen anschließen<sup>39)</sup>. Auch die Untersuchungen von *Lamberts / Schüssler* [31], die gezeigt haben, daß die von den deutschen Wirtschaftsforschungsinstituten in den vergangenen Jahren prognostizierten Beschäftigtenzahlen innerhalb einer nach der Treffsicherheit der Prognose geordneten Rangskala von zwanzig Komponen-

ten des Sozialprodukts erst an vierzehnter Stelle standen, das Bruttosozialprodukt aber immerhin die sechste Stelle einnahm<sup>40)</sup>, führen uns hier nicht weiter, weil sich diese Aussagen lediglich auf eine Totalprognose beziehen, nämlich auf die zukünftige Beschäftigten- bzw. Produktionsentwicklung in der gesamten Volkswirtschaft. Eine rein nachfragedeterminierte Beschäftigungsfunktion läßt sich jedoch auf dieser Stufe der Aggregation nur unter größten Vorbehalten aufstellen.

Gegenwärtig ist also die Voraussetzung der gegenüber der endogenen Variablen (Beschäftigte) verlässlicheren Vorausschätzung der exogenen Variablen (Output) nicht überprüfbar. Um aber zunächst überhaupt zu disaggregierten Beschäftigtenprognosen zu kommen, sollen daher die von anderen Wirtschaftsforschungsinstituten übernommenen Prognosewerte für den Output in die Beschäftigungsfunktion eingesetzt werden. Hierbei entsteht jedoch das Problem, daß die Produktionsprognosen sich in aller Regel auf ein Jahr beziehen, kurzfristige Beschäftigungsfunktionen jedoch überwiegend auf Vierteljahreswerten basieren. Alternativ müßten dann entweder die Beschäftigungsfunktionen als Jahresmodell aufgestellt werden oder aber die jährlichen Produktionsprognosen quartalisiert werden.

Das Problem der unmittelbaren Vorausschätzung der erklärenden Variablen Output ( $Y_t$ ) und damit auch die erste Voraussetzung lassen sich — wie *Smyth/Ireland* [44] gezeigt haben — möglicherweise dadurch umgehen, daß die exogene Variable Output in der Beschäftigungsfunktion (21) durch eine prädeterminierte Variable<sup>41)</sup> ersetzt wird, die ihrerseits eng mit dem Output korreliert. Als erste Möglichkeit bietet sich hier an,  $Y_t$  durch  $Y_M$  zu ersetzen, als zweite irgendeinen „leading-indicator“ zu benutzen<sup>42)</sup>, d.h. eine Variable, die in der Periode  $t-1$  ein zutreffendes Bild von der Entwicklung des Output in der Periode  $t$  wiedergibt. Allerdings ergab die Überprüfung dieser modifizierten Beschäftigungsfunktionen durch *Smyth/Ireland*, daß schon die „Treffsicherheit“ bei ex-post-Prognosen nicht sonderlich groß war. Insbesondere war es nicht möglich, die Wendepunkte in der Beschäftigtenentwicklung zutreffend vorauszusagen<sup>43)</sup>.

*Zu 2.:* Die zweite Bedingung, die erfüllt sein muß, ist die der zeitlichen Invarianz der Parameter der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion.

Die Konstanz der Parameter im Zeitablauf kann einmal dadurch getestet werden, daß für verschiedene (sukzessiv verlängerte) Untersuchungszeiträume Funktionen geschätzt werden; ein Vergleich der Regressionskoeffizienten der z. B. für die Periode von 1958 bis 1963 berechneten kurzfristigen Beschäftigungsfunktion mit denen der z. B. für die Periode von 1958 bis 1968 geschätzten Funktion läßt dann gewisse Rückschlüsse auf die zeitliche Invarianz der Parameter

<sup>38)</sup> Gerfin [13], S. 52.

<sup>39)</sup> Das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) macht bereits seit etwa zehn Jahren in halbjährlichem Abstand kurzfristige Produktionsprognosen für ca. 20 Industriebranchen.

<sup>40)</sup> Vgl. *Lamberts/Schüssler* [31], S. 285.

<sup>41)</sup> Prädeterminierte Variable sind entweder die früheren Werte der endogenen Variablen oder aber exogene Variable.

<sup>42)</sup> Welche Variablen als „leading“- oder „forward-indicator“ (in bezug auf den Output) geeignet sind, bedarf einer genauen Überprüfung. Denkbar wären u. a. folgende Variable: Die absoluten Werte oder aber die Veränderungsraten der Auftragseingänge, der Auftragsbestände und der Baugenehmigungen, Indikatoren aus Unternehmerbefragungen usw.

<sup>43)</sup> *Smyth/Ireland* [44] benutzten dabei als „leading-indicator“ für die australische Industrie die in der Periode  $t-1$  begonnenen Häuser- und Wohnungsbauten.

zu. Zum anderen läßt sich die Konstanz der Parameter der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion auch durch einen Vergleich mehrerer geschätzter Regressionen auf der Basis von Querschnittsdaten überprüfen.

Beide Verfahren sind in den bisherigen Untersuchungen<sup>44)</sup> angewandt worden und haben — obwohl für verschiedene Länder — zu dem etwas überraschenden Ergebnis geführt, daß die Parameter der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion und mithin auch die kurzfristige Beschäftigungselastizität über die Zeit hin ziemlich konstant waren.

Schließlich müßte in diesem Zusammenhang auch geprüft werden, ob die Parameter der Beschäftigungsfunktion — insbesondere der Anpassungskoeffizient  $\alpha$  — in den einzelnen Konjunkturphasen voneinander abweichen. Denkbar wäre z. B., daß sich die Unternehmer in der Hochkonjunktur beschäftigungspolitisch anders verhalten als im konjunkturellen Abschwung, so daß der Wert von  $X$  im Zyklus variiert. Um dies herauszufinden, müßten Beschäftigungsfunktionen für unterschiedliche Phasen des Konjunkturzyklus geschätzt werden<sup>45)</sup>.

Zu 3.: Die dritte Voraussetzung bedeutet in unserem Zusammenhang, daß die für die jeweilige Periode gewünschte Beschäftigung eindeutig durch den für den betreffenden Zeitraum als exogen angenommenen Output determiniert sein muß. Anders ausgedrückt muß die autonom geplante Produktion unabhängig sein von der jeweiligen Beschäftigung, wenn nicht die Parameter der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion durch „simultaneous equation bias“ verzerrt sein sollen.

Ob diese notwendige Kausalitätsbeziehung zwischen Beschäftigten und Produktion tatsächlich besteht, wird einmal von dem Grad der Aggrega-

tion und zum anderen von der jeweiligen Lage auf dem Arbeitsmarkt abhängen. Bei der Schätzung der kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen für *einzelne Industriebranchen* wird man beispielsweise davon ausgehen können, daß die Unternehmer ihren Output unabhängig von den Beschäftigten planen; die Unternehmer bestimmen auf der Basis ihres laufenden und antizipierten Absatzes das jeweilige Produktionsniveau und leiten daraus ihre gewünschten und über den Anpassungsprozeß die realisierten Beschäftigten ab.

Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen für die gesamte *Industrie* dürfen jedoch die jeweilige Angebotsituation auf dem Arbeitsmarkt nicht vernachlässigen. In einer Phase, in der die Wirtschaft an die Grenzen ihrer Ressourcen stößt, kann auch für die kurze Periode nicht angenommen werden, daß die Produktion unabhängig vom Arbeitsangebot geplant wird. In diesem Falle lassen sich der Output ( $Y_t$ ) und die Beschäftigten ( $E_t$ ) nur im Rahmen eines größeren ökonomischen Modells *simultan* bestimmen<sup>46)</sup>.

Aus diesen Überlegungen ergibt sich, daß es vorerst schwierig sein wird, die in der *bisherigen Form* entwickelten kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen für eine kurzfristige Beschäftigtenprognose in der Bundesrepublik zu verwenden. Wenn dennoch die Analyse weiter vorangetrieben werden soll, so vor allem deshalb,

- weil mit dem Instrument der Beschäftigungsfunktionen eine Verfeinerung und Verbesserung der ex-post-Analyse der kurzfristigen Beziehungen zwischen Produktion und Beschäftigten erwartet werden kann,
- weil mit der Kenntnis der aus der ex-post-Analyse gewonnenen Parameter der kurzfristigen Beschäftigungsfunktion — insbesondere die der Beschäftigungselastizität und des Anpassungskoeffizienten — wenn auch vielleicht keine Prognose selbst, so doch immerhin eine Verbesserung der bisherigen Prognosetechnik zu erwarten sein wird
- und weil mit den kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen dann bereits ein Baustein eines noch zu entwickelnden erweiterten kurzfristigen Prognosemodells vorliegt.

<sup>44)</sup> Vgl. Smyth/Ireland [44], S. 539, für die australische Industrie (1957—1966) und Hubbard [21], S. 47, für die amerikanische Industrie (1954—1959).

<sup>45)</sup> Vgl. Brechung [4], S. 207 f., der allerdings für die britische Industrie im Untersuchungszeitraum 1949 (4. Quartal) bis 1963 (4. Quartal) keine signifikanten Unterschiede für den Anpassungskoeffizienten  $X$  herausfindet.

<sup>46)</sup> Die nachfragedeterminierte Beschäftigungsfunktion müßte u. a. durch eine Arbeitsangebotsfunktion ergänzt werden. Vgl. hierzu Godley/Shepherd [15].

#### Literaturverzeichnis

- [1] Arberg, Y.  
Arbetsstidsförkortningens Verkningar.  
In: Statens Offentliga Utredningar, No. 9, Stockholm 1964 (Summary).
- [2] Ball, R. L., and St. Cyr, E. B. A.  
Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry.  
In: The Review of Economic Studies, XXXIII, July 1966, pp. 179—207.

- [3] Beckman, Martin  
Production Smoothing and Inventory Control.  
Operations Research, 9 (July—August 1961), pp. 456—467.
- [4] Brechung, F. P. R.  
The Relationship between Output and Employment In British Manufacturing Industries.  
In: The Review of Economic Studies, XXXII, July 1965, pp. 187—216.

- [5] *Brechung, Frank, and O'Brien, Peter*  
Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIX, No. 3, August 1967, pp. 277—287.
- [6] *Bry, Gerhard*  
The Average Workweek as an Economic Indicator. Occasional Paper 69, National Bureau of Economic Research, New York 1959.
- [7] *Dhrymes, Phoebus J.*  
A Model of Short Run Labor Adjustment. 1966 (mimeographed).
- [8] *Diwan, R. K.*  
Alternative Specifications of Economics of Scale. In: *Economica*, November 1966, pp. 442—453.
- [9] *Dunlop, John T.*  
The Movement of Real and Money Wage Rates. In: *The Economic Journal*, September 1938, pp. 413—434.
- [10] *Durbin, J., and Watson, G. S.*  
Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. In: *Biometrika*, Vol. 37 (1950), pp. 409—428 (Part I); Vol. 38 (1951), pp. 159—178 (Part 11).
- [11] *Fair.RayC.*  
The Short Run Demand for Employment. Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics, Ph. D., 1968.
- [12] *Frisch, Helmut*  
Die CES-Funktion. Ein Beitrag zur Produktionstheorie. In: *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Bd. XXIV, H. 4, 1964, S. 419—444.
- [13] *Gertin, Harald*  
Einige Probleme mittel- und langfristiger Marktprognosen. In: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 97. Jg. (1961), S. 45—56.
- [14] *Gertin, Harald*  
Langfristige Wirtschaftsprognose. Tübingen — Zürich 1964.
- [15] *Godley, W. A. H., and Shepherd, J. R.*  
Long-Term Growth and Short-Term Policy. The Productive Potential of the British Economy, and Fluctuations in the Pressure of Demand for Labour, 1951—1962. In: *National Institute Economic Review*, August 1964, pp. 26-^8. [16]
- Griliches, Zvi*  
Distributed Lags: A Survey. In: *Econometrica*, Vol. 35, No. 1 (January, 1967), pp. 16—49.
- [17] *Hamermesh, Daniel S.*  
Spectral Analysis of the Relation between Employment Changes and Output Changes, 1958—1966. Cowles Foundation Discussion Paper No. 226, June 23, 1967.
- [18] *Hamermesh, Daniel S.*  
Spectral Analysis of the Relation between Gross Employment Changes and Output Changes, 1958—1966. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LI, No. 1, February 1969, pp. 62—69.
- [19] *Holt, Charles C., Modigliani, Franco, Muth, John F., and Simon, Herbert A.*  
Planning Production, Inventories, and Work Force. Englewood Cliffs, New Jersey 1960.
- [20] *Holt, Charles C., and Modigliani, Franco*  
Firm Cost Structures and the Dynamic Response of Inventories, Production, Work Force, and Orders to Sales Fluctuations. Inventory Fluctuations and Economic Stabilization, Part II, Causative Factors in Movements of Business Inventories, Joint Economic Committee, 87th Congress, 1961.
- [21] *Hubbard, Norman Squires*  
Short-Run Changes in Labor Productivity in United States Manufacturing, 1954—59. Yale University, Ph. D., 1967 (microfilmed).
- [22] *Hultgren, Thor*  
Changes in Labor Cost During Cycles in Production and Business. Occasional Paper No. 74, National Bureau of Economic Research, 1960.
- [23] *Hultgren, Thor*  
Cost, Prices, and Profits: Their Cyclical Relations. National Bureau of Economic Research, New York 1965.
- [24] *Ireland, N. J., and Smyth, D. J.*  
The Specification of Short-Run Employment Models and Returns to Labour. Discussion Paper No. 11, March 1967, State University of New York at Buffalo, Department of Economics, Economic Research Group.
- [25] *Ireland, N. J., and Smyth, D. J.*  
The Specification of Short-Run Employment Models. Discussion Paper No. 23, September 1968, State University of New York at Buffalo, Department of Economics, Economic Research Group.
- [26] *Keynes, J. M.*  
Relative Movements of Real Wages and Output. In: *The Economic Journal*, March 1939, pp. 34—51.
- [27] *Klein, L. R., Ball, R. J., Hazelwood, A., and Vandome, P.*  
An Econometric Model of the United Kingdom. Oxford 1961.
- [28] *Kuh, Edwin*  
Profits, Profit Markups, and Productivity. An Examination of Corporate Behavior since 1947. Study Paper No. 15 of Joint Economic Committee, Study of Employment, Growth, and Price Levels, January 25, 1960.
- [29] *Kuh, Edwin*  
Cyclical and Secular Labor Productivity in United States Manufacturing. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLII.No. 1, February 1965, pp. 1—12.
- [30] *Kuh, Edwin*  
Income Distribution and Employment over the Business Cycle. In: *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States Economy*, Eds. J. Duesenberry, G. Fromm, L Klein, and E. Kuh, Chicago 1965, pp. 227—278 (Chapter 8).
- [31] *Lamberts, Willi, und Schüssler, Lothar*  
Zur Treffsicherheit von Konjunkturprognosen der Wirtschaftsinstitute. In: „Mitteilungen“ des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung Essen (RWI), Heft 4/1967, S. 269—296.
- [32] *Masters, Stanley H.*  
The Behavior of Output per Man during Recessions: An Empirical Study of Underemployment. In: *Statistische Praxis*, 23. Jg., H. 1, Januar 1968, S. 51—55. pp. 388-394.
- [33] *Meier, Rudi*  
Zum Problem der Anwendung der Korrelations- und Regressionsanalyse in der Agrarökonomik. In: *Statistische Praxis*, 23. Jg., H. 1, Januar 1968, S. 51—55.
- [34] *Neild.R.R.*  
Pricing and Employment in the Trade Cycle. A Study of British Manufacturing Industry, 1950—61. Occasional Paper XXI, The National Institute of Economic and Social Research, Cambridge 1963.
- [35] *Nerlove, Marc, and Wallis, Kenneth F.*  
Use of the Durbin-Watson Statistic in Inappropriate Situations. In: *Econometrica*, Vol. 34, No. 1, January 1966, pp. 235—238.
- [36] *österberg, Gunnar R.*  
The Effects of Reductions in the Hours of Work. — A Review Article. In: *Ekonomisk Tidskrift*, December 1964.
- [37] *Oi, Walter Y.*  
Labor as a Quasi-Fixed Factor. In: *Journal of Political Economy*, December 1962, pp. 538—555.
- [38] *Okun, Arthur M.*  
Potential GNP: Its Measurement and Significance. In: 1962 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Reprinted as Cowles Foundation Paper No. 190. Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University, 1963.
- [39] *Paish.F.W.*  
Studies in an Inflationary Economy. London 1962.
- [40] *Raines, Fredric Q.*  
An Econometric Study of Labor Productivity in Manufacturing and the Total Private Nonfarm Economy. In: *American Statistical Association Proceedings*, 1963, pp. 182—199.



- [41] *Richardson, J. Henry* Real Wage Movements. In: *The Economic Journal*, September 1939, pp. 425—441.
- [42] *Saunders, C. T.* International Comparisons of Productivity Growth in the 1950's. In: *Journal of the Royal Statistical Society*, No. 123, Part 2, 1963, pp. 227—236.
- [43] *Smyth, D. J., and /re/and, N. J.* Short-Term Employment Functions in Australian Manufacturing. Discussion Paper, Series A, No. 83, March 1967, Faculty of Commerce and Social Science, University of Birmingham, England.
- [44] *Smyth, D. J., and /re/and, N. J.* Short-Term Employment Functions in Australian Manufacturing. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIX, No. 4, November 1967, pp. 537—544.
- [45] *So//go, Ronald* The Short-Run Relationship between Employment and Output. *Yale Economic Essays*, VI (Spring, 1966), pp. 160—215.
- [46] *So/ow, Robert M.* Draft of Presidential Address on the Short-Run Relation of Employment and Output. 1964 (mimeographed).
- [47] *So/ow, R., and St/g//tz, E.* Output, Employment and Wages in the Short Run. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXII, No. 4, 1968, pp. 537—560.
- [48] *Su/ts, Daniel* Use of Dummy Variables in Regression Equations. In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 52 (1957), pp. 548—551.
- [49] *Tarsh/s, Lorie* Changes In Real and Money Wages. In: *The Economic Journal*, March 1939, pp. 150—154.
- [50] *The//, H., and Nagar, A. L.* Testing the Independence of Regression Disturbances. In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 56 (1961), Nos. 293—296, pp. 793—806.
- [51] *Tintner, Gerhard* *Handbuch der Ökonometrie*. Berlin, Göttingen, Heidelberg 1960.
- [52] *VW/son, George W.* The Relationship between Output and Employment. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLII, No. 1, February 1960, pp. 37—43.
- [53] *Wilson, Thomas A., and Eckstein, Otto* Short-Run Productivity Behavior in U.S. Manufacturing. In: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLVI, No. 1, February 1964, pp. 41—54.