

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Eugen Spitznagel

Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen

10. Jg./1977

1

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. 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).

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; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: 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, 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

— Empirische Ergebnisse —

Eugen Spitznagel*

Vorliegender Aufsatz ist dem Forschungsfeld „Erklärung und Prognose kurzfristiger Beschäftigungsschwankungen“ zuzuordnen. Es wird eine Beschäftigungsfunktion ökonometrisch überprüft. Das zugrunde liegende theoretische Modell besteht aus einer Produktionsfunktion, einer Kostenfunktion und einer Lohnfunktion. Weiterhin ist unterstellt, daß das typische Unternehmen bestrebt ist, mit minimalen Kosten zu produzieren und daß es bei konjunkturellen Schwankungen von Nachfrage und Produktion aus ökonomischen, technischen und institutionellen Gründen seine Beschäftigung nur mit zeitlicher Verzögerung dem gewünschten Niveau anpassen kann.

Die Untersuchung wird für die Verarbeitende Industrie insgesamt sowie disaggregiert für ihre Hauptgruppen Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie, Investitionsgüterindustrie, Verbrauchsgüterindustrie und Nahrungs- und Genußmittelindustrie für die Jahre 1960—1975 durchgeführt. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß das Ausmaß, in dem der Arbeitseinsatz (gemessen in Arbeitsstunden) kurzfristigen Schwankungen der Produktion folgt, das Tempo, mit dem die tatsächliche Beschäftigtenzahl der gewünschten angepaßt wird, und die langfristige Tendenz zur Verringerung des Arbeitseinsatzes auf Grund von Kapitalbestandswachstum und technischem Fortschritt in den einzelnen Industriesektoren unterschiedlich groß sind.

Die Schätzungen erweisen sich innerhalb des Untersuchungszeitraumes als instabil: In allen Sektoren wurde der Arbeitseinsatz in den Jahren nach der Rezession 1966/67 weniger elastisch der Produktionsentwicklung angepaßt als vorher. Dies dürfte vor allem auf unterschiedliche Intensität der konjunkturellen Schwankungen in beiden Zeiträumen zurückzuführen sein.

Die Überprüfung der prognostischen Eigenschaften des Modells zeigt, daß die Abweichung der prognostizierten von der tatsächlichen Beschäftigtenzahl für die Verarbeitende Industrie im Durchschnitt 1,3 % beträgt.

Weiterentwicklungen des Modells sollten vor allem die Rolle der durchschnittlichen Arbeitszeit und des Auslastungsgrades personeller Ressourcen des Unternehmens expliziert berücksichtigen. Anpassungsprozesse sollten durch Spezifizierung relevanter Anpassungskosten erklärt werden. Analytisch erfordert dies die Integration kurz- und langfristiger Überlegungen und damit die Ablösung des statisch-deterministischen Optimierungskalküls durch ein dynamisch-stochastisches.

Die Entwicklung weitergehender Modelle ist vor allem auch deshalb von Bedeutung, weil die angesprochenen Probleme für die gegenwärtig breit geführte Diskussion um arbeitsmarkt- und beschäftigungspolitische Maßnahmen zur Verringerung der Arbeitslosigkeit relevant sind.

Die Untersuchung wurde im IAB durchgeführt.

Gliederung

1. Einleitung
2. Das Modell: Prämissen und Ableitungszusammenhang
3. Empirische Überprüfung
 - 3.1 Empirische Basis, Schätzverfahren, Prüfmaße
 - 3.2 Strukturschätzungen für den gesamten Untersuchungszeitraum
 - 3.3 Interpretation der Schätzergebnisse
 - 3.4 Zeitliche Stabilität der Strukturschätzungen
4. Prognoseeigenschaften des Modells
5. Modellkritik

Tabellen

Literaturverzeichnis

Abbildungen

1. Einleitung

Die Analyse kurzfristiger Beschäftigungsschwankungen stand in der Vergangenheit vor allem im englischsprachigen Raum im Mittelpunkt zahlreicher theoretischer und empirischer Untersuchungen¹⁾. Besondere Aufmerksamkeit wurde dabei der Beziehung zwischen Beschäftigung und Produktion gewidmet. Dieses Interesse erklärt sich in erster Linie aus der Beobachtung einer — im Vergleich zur Produktion — geringeren konjunkturellen Variabilität der Beschäftigung (gemessen in Beschäftigtenzahl oder Beschäftigtenstunden): Zeitreihenvergleiche zeigen, daß die Beschäftigung in konjunkturellen Abschwungphasen (Aufschwungphasen) nicht so stark abnimmt (zunimmt) wie die Produktion. Rechnerisch kommt dies in zyklischen Schwankungen der Arbeitsproduktivität zum Ausdruck. Sie wächst in Abschwungphasen unterdurchschnittlich — oder nimmt sogar ab — und in Aufschwungphasen überdurchschnittlich. Kurzfristig besteht also zwischen Beschäftigung und Output keine einfache (lineare) Beziehung.

Dies deutet darauf hin, daß eine adäquate Erklärung kurzfristiger Schwankungen von Beschäftigung und — implizit — Produktivität die Berücksichtigung zusätzlicher Variablen erfordert. Derartige multivariate Spezifizierungen werden im allgemeinen als „Beschäfti-

* Umfangreiche Berechnungen wurden von R. Milzarek vorgenommen.

¹⁾ Vgl. beispielsweise Briscoe/Peel [6] für das Vereinigte Königreich und Tewes [29] für die Bundesrepublik Deutschland sowie Killingsworth [17].

gungsfunktionen (employment-functions)² bezeichnet. Es handelt sich dabei um Gleichungen, die hypothetische Abhängigkeiten zwischen der endogenen Variablen „Beschäftigtenzahl (E_t)“³ und mehreren exogenen bzw. endogen-verzögerten⁴ Variablen ($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{Kt}$) in funktionaler Form darstellen:

$$E_t = F(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{Kt})$$

mit $t = 1, 2, \dots, T$ und $k = 1, 2, \dots, K$

Sind die derart formulierten Zusammenhänge über den Zeitraum $t = 1, 2, \dots, T$ hinweg linear bzw. durch geeignete Variablentransformation linearisierbar und von einer Störvariablen (u_t) überlagert, so gilt

$$E_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kt} + u_t$$

Der Parametervektor $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)$ spiegelt die Abhängigkeitsstruktur im Schätzzeitraum wider. Bei Gültigkeit der üblichen Modellannahmen bezüglich der Störvariablen u_t können dafür unter der Bedingung $T > K + 1$ nach der Methode der Kleinsten Quadrate Schätzwerte $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K)$ ermittelt werden.

Beschäftigungsfunktionen werden entweder als einzelne Gleichung oder als Bestandteil eines Systems voneinander unabhängiger oder abhängiger (simultaner) Gleichungen formuliert und geschätzt⁴.

In vorliegender Untersuchung wird ein Einzelgleichungsansatz, die sogenannte „*Brechling*-Beschäftigungsfunktion“ empirisch überprüft⁵). Folgende Gründe sind dafür maßgebend:

- Der Funktion liegt ein konsistentes Modell zugrunde, das trotz seiner restriktiven Annahmen und seiner verhältnismäßig einfachen Struktur interessante Informationen über wichtige Parameter von Beschäftigungsentscheidungen liefert. Empirische Untersuchungen für das Vereinigte Königreich haben gezeigt, daß sie mancher komplizierteren Spezifizierung überlegen ist⁶).
- Der Mangel an theoretischer Transparenz, der Ansätze kennzeichnet, die sich auf ökonomische Plausibilitätsabwägungen stützen und anhand formalstatistischer Kriterien aus alternativen ad-hoc-Spezifizierungen „die beste“ auswählen, tritt hier nicht auf: Das Modell ist aus wenigen Prämissen abgeleitet, seine Strukturparameter sind eindeutig definiert und identifizierbar.
- Da der Grundgedanke des Modells in einigen ökonometrischen Partial- und Totalmodellen zur Erklärung der Arbeitsnachfrage herangezogen wird⁷), ist die Kritik an seinen Bausteinen gleichzeitig Kritik an diesen Modellen und somit ein Beitrag zur Diskussion um die Theorie der Arbeitsnachfrage.
- Die theoretische Herleitung der *Brechling*-Beschäftigungsfunktion wurde bereits zu einem früheren Zeitpunkt ausführlich dargestellt⁸). Damit ist der vorliegende Beitrag in Zusammenhang zu sehen.

²) Einige Autoren verwenden als abhängige Variable auch „Beschäftigtenstunden“.
³) Die endogene Variable E_t tritt dann zeitverzögert als erklärende Variable auf.
⁴) Vgl. dazu die Überblicksartikel *Briscoe/Peel* [6], S. 115 ff. und *Roberts* [26], S. 197 ff.
⁵) Vgl. *Brechling/O'Brien* [5], S. 277 ff.
⁶) Vgl. *Briscoe/Peel* [6], S. 139 f.
⁷) Vgl. *Cramer* [8], S. 368.
⁸) Vgl. *Riefers* [25], S. 698 ff. und die dort angegebene Literatur.

Im Abschnitt 2 sind die Prämissen des theoretischen Modells und die Ableitung der Beschäftigungsfunktion skizziert, um den Zugang zu Ergebnisinterpretation und Modellkritik zu erleichtern.

Im Abschnitt 3 wird das Modell für die Verarbeitende Industrie statistisch überprüft. Die geschätzten Parameter werden interpretiert und auf ihre zeitliche Stabilität hin untersucht.

Abschnitt 4 ist den Prognoseeigenschaften des Modells gewidmet.

Abschnitt 5 enthält kritische Anmerkungen zu den Prämissen des Modells.

2. Das Modell: Prämissen und Ableitungszusammenhang

Ausgangspunkt ist ein Unternehmen, das einen (homogenen) Output (Y) unter Einsatz der Produktionsfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) bei gegebenem Stand des technischen Wissens produziert. Die Summe effizienter Faktorkombinationen ist durch eine Produktionsfunktion bestimmt, deren Struktur dem Unternehmen bekannt ist. Es gelte in jeder Periode eine *Cobb-Douglas*-Produktionsfunktion:

$$(1) \quad Y = BL^\alpha K^\beta$$

Mit den Eigenschaften $Y_L, Y_K > 0$ und $Y_{LL}Y_{KK} < 0$. Die Indizes bezeichnen erste bzw. zweite Ableitungen. α und β sind Produktionselastizitäten in bezug auf die Produktionsfaktoren. B ist ein Effizienzparameter, der den Stand des technischen Wissens ausdrückt. Alle Variablen des Modells werden in realen Einheiten gemessen. Um die Notation zu vereinfachen, wird auf explizite Datierung verzichtet.

Der Arbeitseinsatz (L) besteht aus den Komponenten „Arbeitskräftebestand (E)“ und „durchschnittliche Arbeitszeit (H)“. Beide sind in sich homogen und vollkommen gegeneinander substituierbar. Ihre Grenzrate der Substitution ist konstant und gleich 1.

Die Kapitalausstattung ist kurzfristig fix. Langfristiges Wachstum des Kapitalbestands und technischer Fortschritt werden durch einen Exponentialtrend approximiert. Es ist $BK^\beta = Ae^{rt}$. Die Produktionsfunktion kann dann geschrieben werden als:

$$(2) \quad Y = (EH)^\alpha \cdot Ae^{rt}$$

Das Unternehmen plant seinen Output autonom. Formal ist Y somit als exogene Variable aufzufassen und (2) ist invertierbar. Daraus folgt die Arbeitsnachfragefunktion

$$(3) \quad EH = Y^{\frac{1}{\alpha}} \cdot A^{-\frac{1}{\alpha}} \cdot e^{-\frac{rt}{\alpha}}$$

Unternehmensziel ist, den Output zu minimalen Kosten zu produzieren. Bei kurzfristig fixem Kapitalstock ist das Entscheidungsverhalten des Unternehmens somit auf die Wahl der kostenminimalen Kombination von Arbeitskräftebestand und durchschnittlicher Arbeitszeit reduziert.

Die Produktionskosten setzen sich zusammen aus variablen Lohnkosten ($w \cdot E \cdot H$) und sonstigen, nicht näher spezifizierten fixen Kosten (F). Die Kostenfunktion lautet:

$$(4) \quad C = w \cdot E \cdot H + F$$

Der effektive Stundenlohnsatz (w) hängt ab von der durchschnittlichen Arbeitszeit (H).

$$(5) \quad w = W(H)$$

Die Lohnfunktion ist spezifiziert durch⁹⁾

$$(6) \quad w = m - n \cdot H + pH^2, \text{ mit } m, n, p > 0$$

Nach Einsetzen der Lohnfunktion (6) und der Arbeitsnachfragefunktion (3) in (4) ergibt sich die erweiterte Kostenfunktion. Aus deren 1. Ableitung wird die kostenminimale Beschäftigtenzahl (E^*) bestimmt:

$$(7) \quad E^* = 2pA^{-\frac{1}{\alpha}} \cdot Y^{\frac{1}{\alpha}} \cdot e^{-\frac{\pi}{\alpha}}$$

Bei Outputschwankungen kann das Unternehmen die tatsächliche Beschäftigtenzahl (E) jedoch nicht unmittelbar dem kostenminimalen Gleichgewichtswert (E^*) anpassen:

Aus technischen, institutionellen (arbeitsrechtlichen, tarifvertraglichen) und ökonomischen Gründen erfolgt die Anpassung mit zeitlicher Verzögerung. Es kommt ein Anpassungsprozeß in Gang, dem folgende Verhaltensgleichung zugrundeliegt:

$$(8) \quad \left[\frac{E}{E_{-1}} \right] = \left[\frac{E^*}{E_{-1}} \right]^\lambda \quad \text{mit } 0 \leq \lambda \leq 1$$

Im Fall $\lambda = 0$ unterbleibt die Anpassung völlig. Im Fall $\lambda = 1$ erfolgt sie sofort und vollständig. Zwischen diesen Extremen liegt ein Kontinuum partieller Anpassung.

In Verbindung mit (7) folgt aus (8) als reduzierte Form des Modells die Bestimmungsgleichung (in logarithmierter Form geschrieben)

$$(9) \quad \ln E = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln E_{-1} + \beta_3 t$$

$$\text{mit } \beta_0 = -\frac{\lambda}{\alpha} \cdot \ln 2pA^{-\frac{1}{\alpha}} \cdot n^{-1}$$

$$\beta_1 = \frac{\lambda}{\alpha}$$

$$\beta_2 = (1 - \lambda)$$

$$\beta_3 = -\frac{r\lambda}{\alpha}$$

In dieser Beschäftigungsfunktion drückt die Produktionsvariable (Y) konjunkturelle und die Zeitvariable (t) langfristige Einflüsse aus. Daneben sind kurzfristige Beschäftigungsschwankungen aber auch von saisonalen Einflüssen bestimmt. Diese werden durch 0,1-Variable berücksichtigt. Da die Gleichung (9) anhand von

⁹⁾ Diesem Funktionstyp liegt die Annahme zugrunde, daß bis zu einer bestimmten „normalen“ durchschnittlichen Arbeitszeit ein fixes Lohninkommen (z. B. für 40 Stunden pro Woche) garantiert ist. Liegt die tatsächliche durchschnittliche Arbeitszeit über der „normalen“, so werden Überstundenzuschläge bezahlt. Die Funktion erreicht für H^* (Normalarbeitszeit) = $n/2p$ ein Minimum. Vgl. dazu auch *Ball/St. Cyr* [2], S. 180 f.

¹⁰⁾ Eigentlich müßte die empirische Überprüfung des Modells auf Unternehmensebene erfolgen, weil es das Verhalten einer mikroökonomischen Entscheidungseinheit abbildet. Durch die Aggregation werden mikroökonomische Beziehungen zu entsprechenden makroökonomischen Relationen unter der Annahme zusammengefaßt, daß sie gleich sind. Daraus können Spezifikationsfehler resultieren. Vgl. dazu *Schnee-weiß* [27], S. 155 ff.

Die Frage, wie Schätzwerte durch Aggregation beeinflusst werden, haben *Welsch/Kub* [33], S. 353–363 untersucht. Sie konnten zeigen, daß sich unter bestimmten Voraussetzungen die Varianzen der Schätzwerte auf der Basis aggregierter Daten verringern. Interessiert man sich nun primär für die Aggregate — was hier der Fall ist — so wirkt sich die Aggregation nicht notwendigerweise nachteilig aus.

Quartalswerten überprüft wird, können sie folgendermaßen spezifiziert werden:

$$D_1 = \left\{ \begin{array}{l} \text{im 2. Quartal jeden Jahres} \\ \text{sonst} \end{array} \right\} \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array}$$

$$D_2 = \left\{ \begin{array}{l} \text{im 3. Quartal jeden Jahres} \\ \text{sonst} \end{array} \right\} \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array}$$

$$D_3 = \left\{ \begin{array}{l} \text{im 4. Quartal jeden Jahres} \\ \text{sonst} \end{array} \right\} \begin{array}{l} 1 \\ 0 \end{array}$$

Basisperiode ist das Jahresanfangsquantal.

Die zu schätzende Beschäftigungsfunktion lautet dann:

$$(10) \quad \ln E = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln E_{-1} + \beta_3 t + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + u$$

3. Empirische Überprüfung

3.1 Empirische Basis, Schätzverfahren, Prüfmaße

Die Parameter der Gleichung (10) werden für die Verarbeitende Industrie geschätzt. Dafür sprechen folgende Gründe:

- Gemessen an Produktion und Beschäftigung ist die Verarbeitende Industrie der gewichtigste Wirtschaftsbereich.
- Konjunkturelle Schwankungen sind hier stärker ausgeprägt als in den meisten Wirtschaftsbereichen, in denen oft längerfristige und/oder institutionelle Einflüsse die zyklische Komponente dominieren.
- Die monatliche Industrierichterstattung des Statistischen Bundesamtes stellt detaillierte und verlässliche Daten frühzeitig zur Verfügung.

Die Untersuchung wird für die Verarbeitende Industrie insgesamt (VER) und für deren konstituierende Sektoren Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie (GRP), Investitionsgüterindustrie (INV), Verbrauchsgüterindustrie (VBR) und Nahrungs- und Genussmittelindustrie (NAG) disaggregiert durchgeführt, um einmal dem mikroökonomischen Charakter des Modells zumindest näherungsweise zu entsprechen¹⁰⁾ und um zum anderen zu überprüfen, ob insbesondere konjunkturell bedingte Anpassungen des Arbeitseinsatzes sektoral differenziert erfolgen.

Grundlage der Schätzungen bilden Quartalsdaten, die anhand von amtlicher Industrierichterstattung, Berechnungen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) und eigenen Berechnungen erstellt wurden.

Es ist

E = Zahl der Beschäftigten im Durchschnitt des Quartals t (in Betrieben mit 10 und mehr Beschäftigten)

Y = realer Nettoproduktionswert im Quartal t (kalendermonatlich, zu Preisen von 1970)

E_{-1} = Zahl der Beschäftigten im Durchschnitt des Quartals $t-1$.

t = Trendvariable bzw. Zeitindex

Der Untersuchungszeitraum reicht vom 2. Quartal 1960 bis zum 2. Quartal 1975. Sämtliche Schätzungen werden mit Hilfe der Methode der Kleinsten Quadrate (KQ) vorgenommen. Als Grundlage zur Beurteilung der statistischen Anpassung der Schätzungen an das Datenmaterial dienen die konventionellen Gütekriterien Bestimmtheitsmaß (R^2), Standardfehler der Schätzung

($\hat{\sigma}$) und Standardfehler der Regressionskoeffizienten ($\hat{\sigma}(\hat{\beta}_k)$)¹¹⁾.

Die Signifikanz der Regressionskoeffizienten wird mit Hilfe des t-Tests für die Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05 überprüft. Auch allen anderen Tests liegt diese Signifikanzzahl zugrunde.

Da die zu schätzende Beschäftigungsfunktion eine verzögert-endogene Variable als Regressor enthält, weist der *Durbin-Watson*-Koeffizient (DW) eine systematische Verzerrung auf und ist somit als Grundlage eines Autokorrelationstests bezüglich der Residuen ungeeignet. Deshalb wird ein von *Durbin* entwickelter, modifizierter Test angewandt¹²⁾, der der Modellstruktur Rechnung trägt. Als Testvariable dient dabei

$$h = (1 - 1/2 DW) \sqrt{T/[1 - T \hat{\sigma}^2(\hat{\beta}_k)]}$$

$\hat{\sigma}^2(\hat{\beta}_k)$ ist die Varianz des geschätzten Regressionskoeffizienten der verzögert-endogenen Variablen.

h wird als standardnormalverteilt angenommen. Liegt h innerhalb des Intervalls $[-1,96; +1,96]$, so kann die Nullhypothese „Es liegt keine Autokorrelation vor“ nicht verworfen werden.

3.2 Strukturschätzungen für den gesamten Untersuchungszeitraum

Die Parameter der um die 0,1-Variablen erweiterten reduzierten Form des Modells (Gleichung (10)) werden zunächst für den gesamten Untersuchungszeitraum (Z) geschätzt. Er reicht vom 2. Quartal 1960 bis zum 2. Quartal 1975.

Gemessen an den statistischen Gütekriterien sind die Ergebnisse durchweg befriedigend (vgl. Tabelle 1). Die Regressionskoeffizienten weisen ökonomisch plausible Vorzeichen auf. Hinweise auf Autokorrelation liegen nicht vor.

¹¹⁾ Die Probleme, die damit verbunden sind, werden hier nicht vertieft. Vgl. dazu insbes. Mayer [21], S. 877 ff. und Pesaran [23], S. 153 ff.

¹²⁾ Vgl. *Durbin* [10], S. 410 ff.

Zu diesem Test I hat *Durbin* einen alternativen Test II entwickelt, insbesondere für den Fall $T \hat{\sigma}^2(\hat{\beta}_k) > 1$. Da dieser hier jedoch nicht auftritt und Test II aufwendiger, aber nicht überlegen ist, wurde dem Test I der Vorzug gegeben.

Vgl. dazu auch *Maddala/Rao* [20], S. 771.

Die Anpassungsdiagramme (vgl. Schaubilder 1 bis 5) geben die Residualabweichungen ($\hat{E} - E$) an und vermitteln so einen optischen Eindruck von der Übereinstimmung zwischen geschätzten (\hat{E}) und tatsächlichen Werten (E) der abhängigen Variablen:

Für die Verarbeitende Industrie insgesamt, am deutlichsten aber für die Sektoren INV und VBR, weist das Erscheinungsbild der Residuen zunächst auf eine systematische längerfristige Entwicklung hin (obwohl der Autokorrelationstest nicht positiv verlaufen ist): Für die INV scheinen sie sich in den Perioden 1960 bis 1967 und 1968 bis 1975 trendmäßig (jeweils steigend positiv und gegeneinander parallel verschoben) zu entwickeln. Dies erklärt sich allerdings durch die positiven Extremwerte in den Jahren 1967 und 1975 und den negativen Extremwert im Jahr 1970. Anders in der VBR: In den Jahren 1960 bis 1967 sind positive Residuen überrepräsentiert, und zwar mit abnehmender Tendenz. In den Jahren 1968 bis 1975 nehmen sie dagegen tendenziell zu.

Dafür sind negative bzw. positive Extremwerte in den Jahren 1969 bzw. 1974 verantwortlich.

In allen Sektoren erweist sich die Anpassung als sensibel gegenüber konjunkturellen Extremlagen: Die größten Abweichungen treten in Boom- und/oder Rezessionsphasen auf.

Die Diagramme deuten weiter auf eine saisonale Abhängigkeit der Anpassungsgüte hin, wenngleich deren Saisonfigur auch nicht in allen Sektoren gleich deutlich ausgeprägt und zeitinvariant ist.

3.3 Interpretation der Schätzergebnisse

Bereits in der Einleitung wurde als Vorzug des hier zugrundegelegten Modells herausgestellt, daß seine Strukturparameter identifizierbar, d. h. aus den Parameterschätzwerten der reduzierten Form zu errechnen sind.

Kurzfristige Beschäftigungsentscheidungen des Unternehmens sind in diesem Modell charakterisiert durch

- die Produktionselastizität (α) und
- den Anpassungskoeffizienten (λ).

Tabelle 1:
Regressions-schätzungen für den Zeitraum Z: 2. Quartal 1960 — 2. Quartal 1975*)

Sektor	Zahl der Beobachtungen T	Regressionskonstante $\hat{\beta}_0$	Regressionskoeffizienten, t-Werte						Bestimmtheitsmaß R ²	Standardfehler der Schätzung $\hat{\sigma}$	DURBIN-Test (I) h	Residualquadratsumme Q · 1000
			Y $\hat{\beta}_1$	E ₋₁ $\hat{\beta}_2$	t $\hat{\beta}_3 \cdot 100$	D ₁ $\hat{\beta}_4$	D ₂ $\hat{\beta}_5$	D ₃ $\hat{\beta}_6$				
VER	61	1,399	0,234 11,321	0,721 20,577	— 0,263 12,062	0,002 1,051	0,007 3,400	— 0,010 4,144	0,976	0,005	0,306	1,581
GRP	61	0,767	0,136 8,288	0,836 23,115	— 0,213 8,913	0,016 6,201	0,009 3,578	0,002 0,646	0,951	0,006	1,469	2,151
INV	61	2,060	0,230 10,509	0,678 17,461	— 0,180 9,791	— 0,002 0,618	0,011 4,207	— 0,015 4,828	0,989	0,007	0,833	2,601
VBR	61	0,404	0,198 6,701	0,817 16,953	— 0,236 7,009	0,005 2,005	0,007 2,685	— 0,007 2,241	0,979	0,007	1,313	2,715
NAG	61	0,589	0,209 4,606	0,782 12,802	— 0,242 5,030	0,016 3,652	0,037 6,198	0,004 0,482	0,959	0,007	1,640	2,333

*) Unter den Regressionskoeffizienten stehen deren absolute t-Werte. Alle Werte der Tabelle sind auf drei Nachkommastellen gerundet.

VER = Verarbeitende Industrie insgesamt
GRP = Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie
INV = Investitionsgüterindustrie
VBR = Verbrauchsgüterindustrie
NAG = Nahrungs- und Genussmittelindustrie

Schaubild 1:
Verarbeitende Industrie insgesamt (VER)

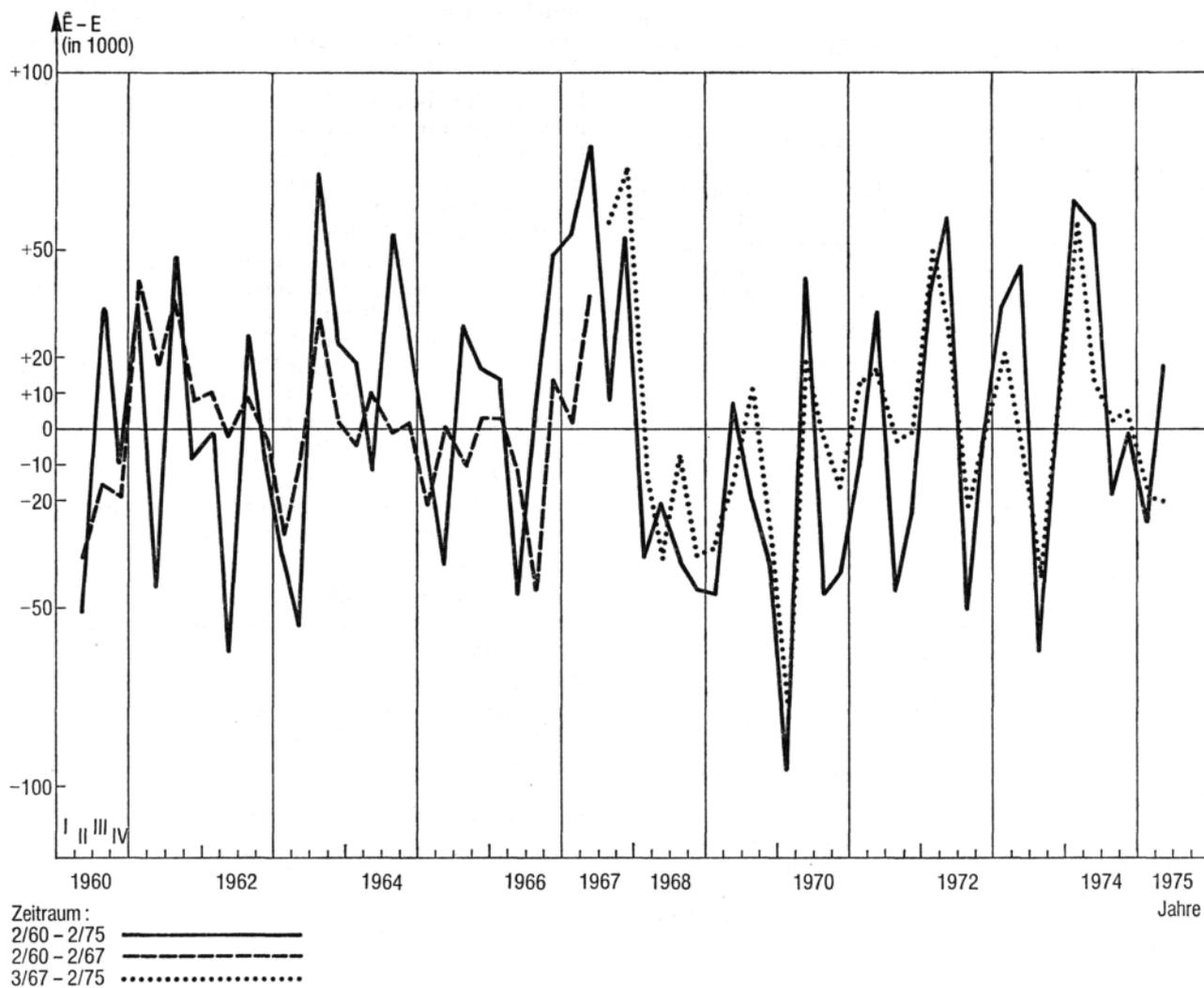


Schaubild 2:
Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie (GRP)

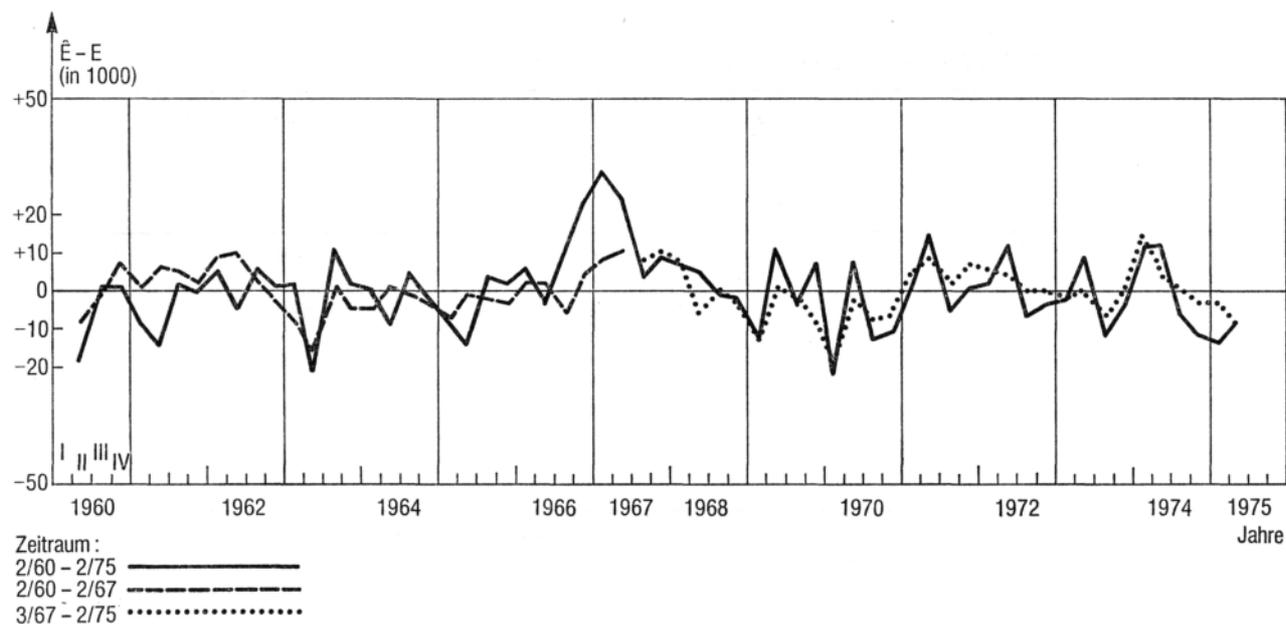


Schaubild 3:
Investitionsgüterindustrie (INV)

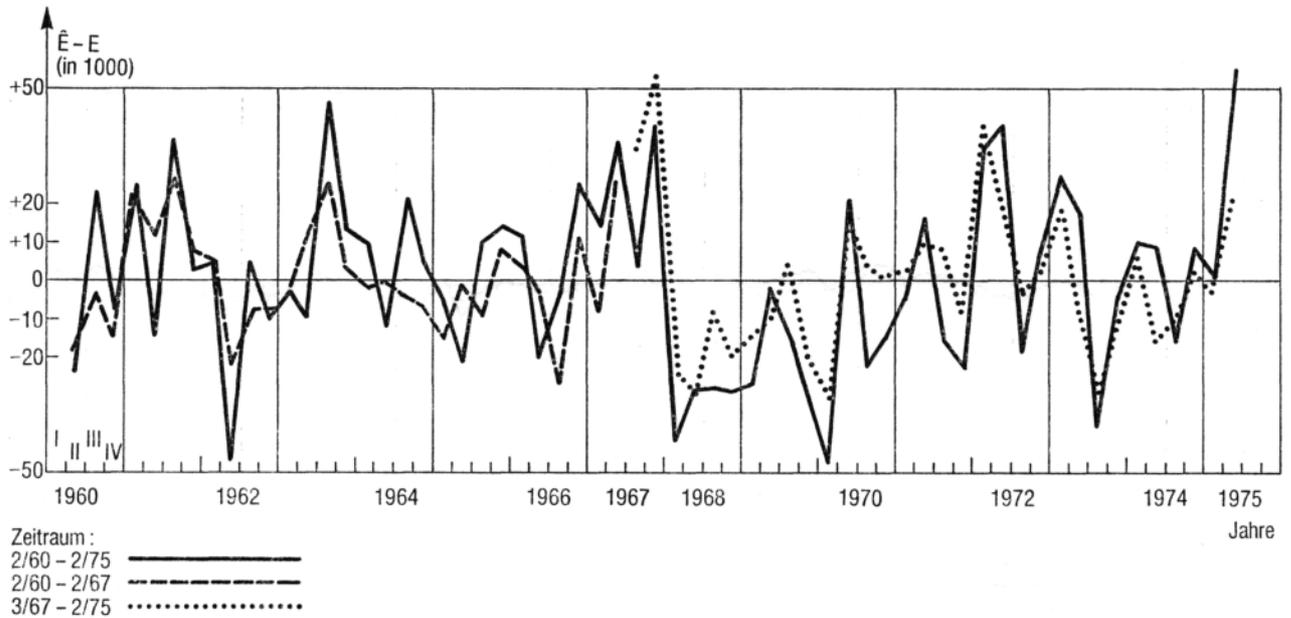
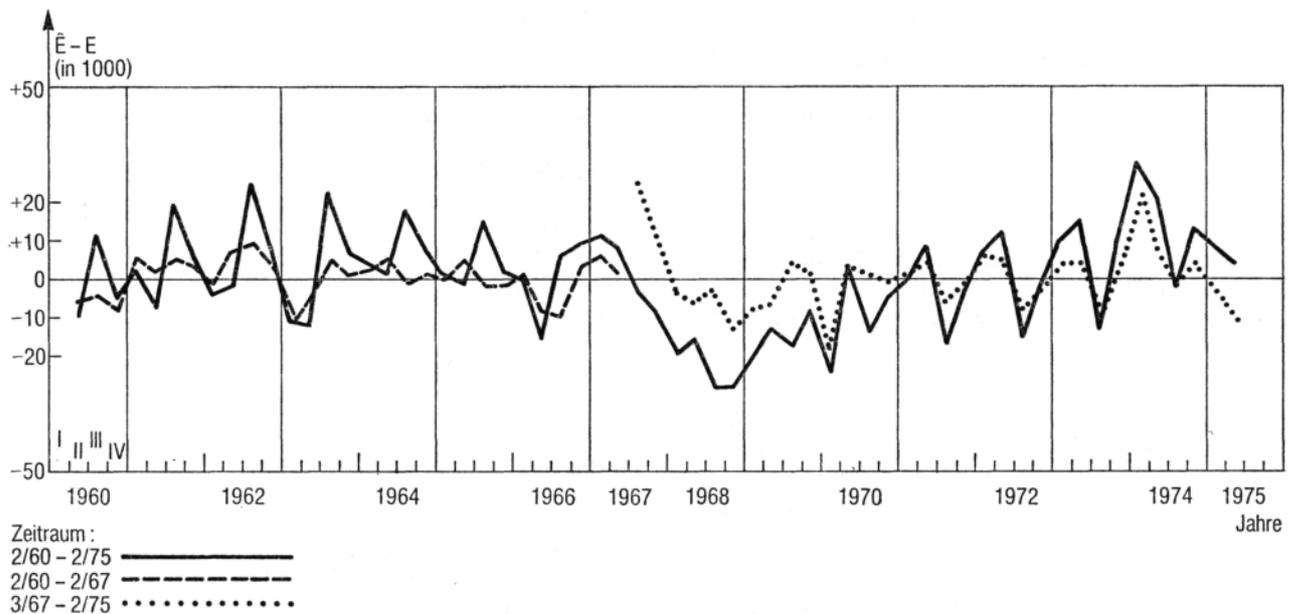


Schaubild 4:
Verbrauchsgüterindustrie (VBR)



Langfristige Einflüsse auf Beschäftigungsentscheidungen werden ausgedrückt durch

- die zusammengefaßte Entwicklungsrate von Kapitalbestand und technischem Fortschritt (r).

¹³⁾ Bei speziellen Testproblemen können allerdings, auch wenn diese Voraussetzung nicht erfüllt ist, exakte Hilfstests formuliert werden.

¹⁴⁾ Ein beliebiger Strukturparameter $\hat{\gamma}$ sei eine nicht näher spezifizierte Funktion $\hat{\gamma} = f(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k)$. Es gilt dann für die Varianz von $\hat{\gamma}$ näherungsweise

$$\text{Var}(\hat{\gamma}) \approx \sum_{k=1}^K \left(\frac{\partial f}{\partial \hat{\beta}_k} \right)^2 \cdot \text{Var}(\hat{\beta}_k) + 2 \sum_{j < k} \left(\frac{\partial f}{\partial \hat{\beta}_j} \right) \left(\frac{\partial f}{\partial \hat{\beta}_k} \right) \cdot \text{Cov}(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_k)$$

mit $j < k$ und $j, k = 1, 2, \dots, K$.

Der näherungsweise berechnete Schätzfehler von $\hat{\gamma}$ ist dann $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}) = \pm \sqrt{\text{Var}(\hat{\gamma})}$. Diesen Hinweis verdanke ich F. Egle.

Diese Strukturparameter sind folgendermaßen bestimmt:

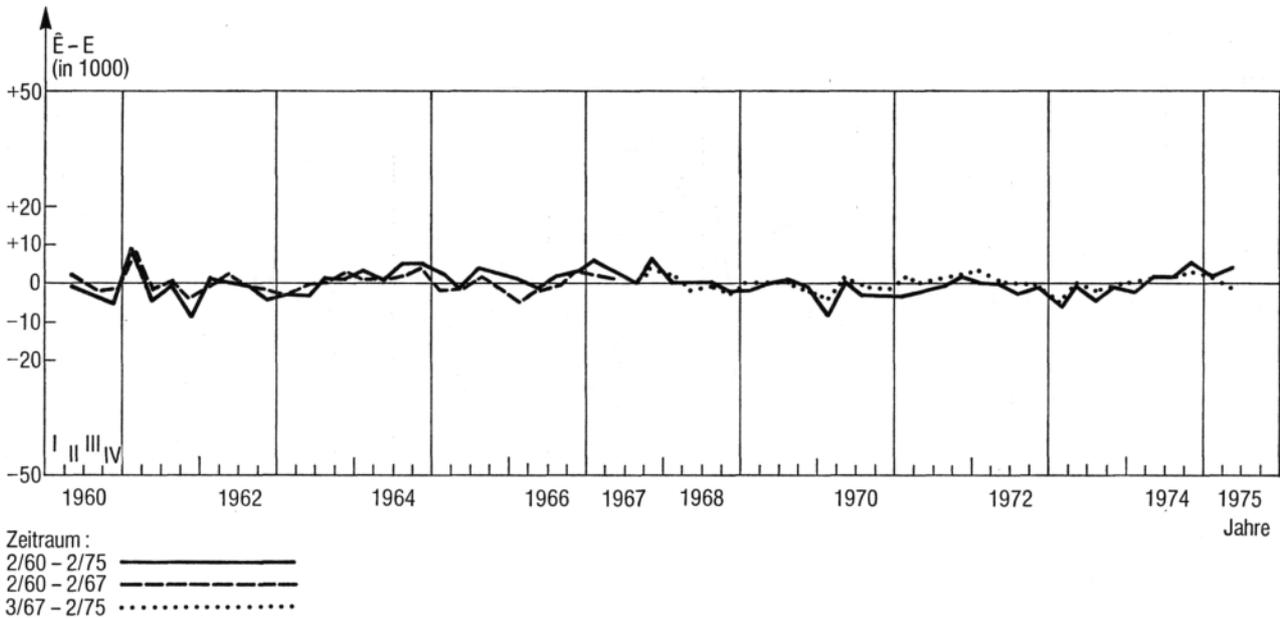
$$\alpha = \frac{1 - \beta_2}{\beta_1}, \quad \lambda = 1 - \beta_2, \quad r = -\frac{\beta_3}{\beta_1}$$

Ihre Schätzwerte $\hat{\alpha}$, $\hat{\lambda}$ und $\hat{r} \cdot 100$ sind in Übersicht 1 ausgewiesen. Der Interpretation ist allerdings eine methodische Bemerkung voranzustellen: Wie bei den Koeffizienten der reduzierten Form, aus denen sie sich errechnen, ist auch bei den Parameterschätzwerten ein Zufallsfehler zu berücksichtigen.

Exakt zu berechnen ist dieser, wenn sich ein Strukturparameter linear zusammensetzt¹³⁾. Dies ist im hier verwendeten Modell nur für den Anpassungskoeffizienten $\hat{\lambda}$ der Fall.

Die Fehler der Parameter $\hat{\alpha}$ und \hat{r} sind hingegen nur näherungsweise zu bestimmen¹⁴⁾. Sie sind in Übersicht 1

Schaubild 5:
Nahrungs- und Genußmittelindustrie (NAG)



in Klammern unter den Punktschätzungen ausgewiesen. Nun zur Aussagekraft der Schätzwerte:

Die Produktionselastizität α ist ein Parameter der Produktionsfunktion und definiert als Verhältnis zwischen relativer Veränderung der Produktion und relativer Veränderung des Arbeitseinsatzes:

$$\alpha = \delta Y/Y : \delta L/L$$

Da eine kurzfristige — und deshalb invertierbare — Produktionsfunktion unterstellt ist, ist die reziproke Produktionselastizität ($1/\alpha$) als Elastizität des Arbeitsinputs in bezug auf kurzfristige Outputveränderungen zu interpretieren:

$$1/\alpha = \delta L/L : \delta Y/Y$$

$1/\alpha$ gibt also Auskunft darüber, um wieviel Prozent sich (durchschnittlich) der Arbeitsinput verändert, wenn sich der Output um 1 % verändert. Ist $1/\alpha$ kleiner als 1, so bedeutet das, daß bei einem Produktionsanstieg (Produktionsrückgang) um 1 % der Arbeitseinsatz um weniger als 1 % zunimmt (abnimmt).

Im Fall $1/\alpha < 1$ (bzw. $\alpha > 1$) ist die Grenzproduktivität der Arbeit größer als die Durchschnittsproduktivität. In der angelsächsischen Literatur wird dieses Phänomen als „short-run increasing returns to labour“ bezeichnet. Die Punktschätzungen für α deuten darauf hin, daß eine Veränderung (Erhöhung/Verringerung) der Produktion um z. B. 10 % in der VER eine gleichgerichtete Veränderung des Arbeitseinsatzes um rund 8 % verursacht. Dahinter stehen allerdings sektoral unterschiedliche Elastizitäten:

Die INV reagiert am wenigsten elastisch auf Produktionsschwankungen. $\hat{\alpha} = 1,400$ drückt aus, daß eine Produktionsveränderung um 10 % im Durchschnitt zu einer gleichgerichteten Veränderung des Arbeitseinsatzes um rund 7 % führt.

Demgegenüber weist die VBR die höchste Beschäftigungselastizität auf. $\hat{\alpha} = 0,924$ deutet darauf hin, daß Schwankungen der Produktion in gleicher Richtung

und in etwa gleichem Ausmaß zu Veränderungen des Arbeitseinsatzes führen.

Mit Ausnahme der VBR sind die Punktschätzungen $\hat{\alpha}$ für alle Sektoren größer als 1 und lassen somit zunächst „increasing returns to labour“ vermuten. Aufgrund des zitierten Schätzfehlers ist dies allerdings eine Wahrscheinlichkeitsaussage und in den betreffenden Sektoren nicht zwangsläufig ein Indiz für dieses Phänomen. Mit Hilfe des t-Tests wird deshalb die Hypothese „ $H_0 : \alpha \leq 1$ “ unter Berücksichtigung des Schätzfehlers überprüft.

Sie ist zu verwerfen, wenn der empirische t-Wert

$$t_{\text{emp}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{\hat{\sigma}(\hat{\alpha})}$$

größer ist als der theoretische, $t_{47} = 1,678$.

Übersicht 1:
Geschätzte Strukturparameter*) im Untersuchungszeitraum insgesamt, Z: 2. Quartal 1960 — 2. Quartal 1975

Sektor	$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{f} \cdot 100$
VER	1,192 (±0,106)	0,279 (±0,035)	1,124 (±0,021)
GRP	1,206 (±0,250)	0,164 (±0,036)	1,566 (±0,038)
INV	1,400 (±0,115)	0,322 (±0,039)	0,783 (±0,043)
VBR	0,924 (±0,161)	0,183 (±0,048)	1,192 (±0,037)
NAG	1,043 (±0,223)	0,218 (±0,061)	1,158 (±0,036)

*) Für $\hat{\alpha}$ und $\hat{f} \cdot 100$ stehen in Klammern die näherungsweise berechneten Standardfehler

Testergebnis:

Sektor	VER	GRP	INV	VBR	NAG
t_{emp}	1,111	0,824	3,478	-0,472	0,193

Das ist lediglich für VER und INV der Fall. Nur in INV lassen die Schätzwerte somit den Schluß auf kurzfristig zunehmende Grenzerträge der Arbeit zu. Infolge des großen Gewichts des Sektors INV schlägt dies auf den für VER geschätzten Parameter durch.

Für dieses Ergebnis, das im Gegensatz zu dem steht, was aufgrund grenzproduktivitätstheoretischer Überlegungen zu erwarten wäre, aber übereinstimmt mit anderen Untersuchungen, könnten prinzipiell Verzerrungen in den Schätzwerten aufgrund fehlerbehafteter Daten und/oder die Unangemessenheit der Schätzmethode verantwortlich sein. Konkrete Anhaltspunkte dafür liegen allerdings nicht vor.

Zum anderen können Spezifikationsfehler infolge nicht oder nicht explizit berücksichtigter Variablen ursächlich sein. So wurde z.B. angenommen, daß Kapitalinput und technischer Fortschritt mit konstanter Rate zunehmen. Dies mag für den Kapitalbestand näherungsweise gelten, nicht aber für den Strom kurzfristiger Kapitaldienste, weil die Auslastung des Kapitalbestands nachweislich zyklisch schwankt¹⁵⁾.

In diesem Fall weist $\alpha > 1$ nicht auf kurzfristig zunehmende Grenzerträge der Arbeit, sondern auf kurzfristig zunehmende Skalenerträge hin¹⁶⁾.

Als weitere Erklärung für das Schätzergebnis ist denkbar, daß bestimmte Qualitäten des Arbeitsinputs nicht oder nur in sehr geringem Maß von kurzfristigen Produktionsschwankungen beeinflusst werden. Sie werden als „indirect (overhead) labour“ bezeichnet und sind — im Gegensatz zu „direct labour“ — Gegenstand längerfristiger Dispositionen des Unternehmens.

In diese Richtung gehen auch Überlegungen, die im Rahmen der Theorie des dualen Arbeitsmarktes angestellt werden, wo zwischen „Stammebelegschaft“ und „Schwankungsbelegschaft“ unterschieden wird¹⁷⁾. Auf diesen Aspekt wird am Ende des Abschnitts noch gesondert eingegangen.

Eng verbunden damit ist die These, daß kurzfristige Anpassungen des Arbeitsinputs teilweise unterbleiben, um Anpassungs- und Wiederbeschaffungskosten zu vermeiden.

Der Parameter α kann demzufolge als Indikator für das Horten von Arbeit aufgefaßt werden. Dies leitet über zur Interpretation des Parameters λ .

Der Anpassungskoeffizient λ ist Ausdruck der Geschwindigkeit, mit der das Unternehmen seinen Arbeitskräftebestand bei kurzfristigen Ungleichgewichten dem kostenminimalen (Gleichgewichts-)Wert anpaßt und demzufolge ein Indikator für die Intensität des Arbeitskräftehortens. α bezieht sich demgegenüber auf den Arbeitseinsatz insgesamt.

Der dem Modell zugrundeliegende (geometrische) Anpassungsprozeß führt zu einer *Koyck*'schen Lag-Funktion, deren Parameter (λ) angibt, welcher Bruchteil der

¹⁵⁾ Vgl. Boneff [4], S. 190 ff. und IFO — Institut für Wirtschaftsforschung [14], insbesondere die Sonderfrage nach dem Auslastungsgrad der technischen Kapazität.

¹⁶⁾ Vgl. Ireland/Smyth [15], S. 23 ff. und Ireland/Briscoe/Smyth [16], S. 281 ff.

¹⁷⁾ Vgl. dazu Freiburghaus/Schmid [12], S. 417 ff.

logarithmischen Differenz zwischen tatsächlichem und gewünschtem (kostenminimalem) Arbeitskräftebestand in einer Periode abgebaut wird.

Die Schätzwerte $\hat{\lambda}$ sind in Übersicht 1 ausgewiesen. Da sich λ auf logarithmische Differenzen bezieht, gewährt diese Form der Darstellung aber nur geringen Einblick in den Ablauf der vom Modell abgebildeten Anpassungsprozesse.

Plastisch werden diese durch die zugehörigen Zeitprofile illustriert: Ausgehend von einem Gleichgewichtszustand in Periode $t = 0$, wo tatsächlicher (E_0) und gewünschter (E_0^*) Arbeitskräftebestand übereinstimmen, erfolgt in Periode $t = 1$ eine exogene Störung in Form eines nachhaltigen, positiven Niveauanstiegs von Nachfrage und Produktion. Dies induziert die Abweichung $E_1^* - E_0$, die in der laufenden und in den folgenden Perioden — ceteris paribus — sukzessive abgebaut wird. Es interessiert nun die in einem beliebigen Quartal t verbleibende Abweichung ($E_1^* - E_t$), ausgedrückt in Prozent der ursprünglichen Abweichung. Dieser Anteil (Δ_t) ist bestimmt durch

$$\Delta_t = \frac{E_1^* - E_t}{E_1^* - E_0} = \left[1 - \left(\frac{E_0}{E_1^*} \right)^t \right] \cdot \left[1 - \left(\frac{E_0}{E_1^*} \right) \right]^{-1}$$

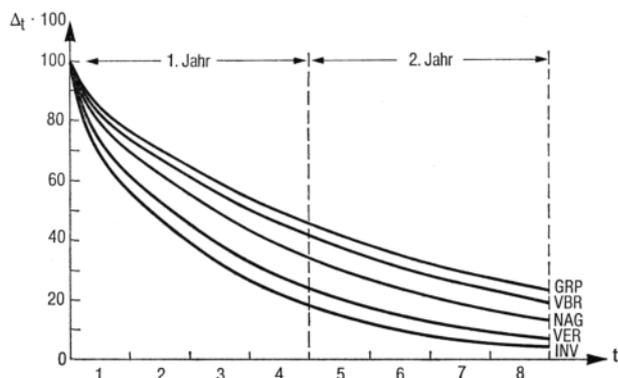
Für die einzelnen Sektoren werden auf diese Weise Anpassungsprozesse simuliert (vgl. dazu Übersicht 2 und Schaubild 6).

Übersicht 2:
Simulation sektoraler Anpassungsprozesse*)

Sektor	$\hat{\lambda}$	$\Delta_t \cdot 100$									
		0	1	2	3	4	5	6	7	8...	∞
VER	0,279	100	73,2	53,3	38,7	28,0	20,3	14,8	10,6	7,7	0
GRP	0,164	100	84,5	71,0	59,7	50,2	42,1	35,3	29,6	24,9	0
INV	0,322	100	68,9	47,3	32,3	22,1	15,0	10,2	6,9	4,7	0
VBR	0,183	100	82,5	68,0	55,8	45,9	37,6	30,8	25,3	20,8	0
NAG	0,218	100	79,1	62,5	49,1	38,6	30,3	23,8	18,7	14,6	0

) Für $E_0/E_1^ = 90/100$

Schaubild 6:
Anpassungsprofile



Es zeigt sich, daß in der VER eine Lücke zwischen gewünschter und tatsächlicher Beschäftigtenzahl — ceteris paribus — nach vier Quartalen bis auf 28 % und nach weiteren vier Quartalen bis auf rund 8 % abgebaut ist.

Dahinter verbergen sich allerdings sektorale Unterschiede: Am schnellsten erfolgen Anpassungen in der INV: Nach vier Quartalen beträgt die Lücke noch 22 % und nach weiteren vier Quartalen noch 5 %.

Die geringste Anpassungsgeschwindigkeit weist die GRP auf: Nach vier Quartalen verbleiben dort noch 50 %, nach weiteren vier Quartalen noch 25 % der ursprünglichen Abweichung der tatsächlichen von der gewünschten Beschäftigtenzahl.

Die Ergebnisse sind allerdings nur bedingt mit empirisch-statistischen Größen wie „Dauer der Arbeitsplatzbesetzung“ oder „Dauer der Offenen Stellen“ vergleichbar, denn dies sind Realisationen in einem Umfeld sich überlagernder Impulse.

Demgegenüber zeigen die vorgenommenen Simulationen auf, wie das dynamisch strukturierte System auf einen einmaligen Impuls — ceteris paribus — reagiert. Zudem ist bei ihrer Interpretation ein — aus methodischen Gründen unvermeidbarer — Schätzfehler zu berücksichtigen, der jedem Anpassungsprofil einen stochastisch bedingten Korridor zuordnet.

Der Parameter r drückt den Einfluß aus, der vom Wachstum des Kapitalbestands und vom technischen Fortschritt auf Arbeitsproduktivität bzw. Beschäftigung ausgeht. Er kann als langfristige Freisetzungsrates interpretiert werden (bezogen auf den in Stunden gemessenen Arbeitseinsatz).

Ein Vergleich der zu Jahresraten zusammengefaßten, geschätzten (Quartals-)Raten $\hat{r} \cdot 100$ mit der effektiven Veränderung der Stundenproduktivität im längerfristigen Durchschnitt zeigt Übereinstimmung sowohl der Rangordnung als auch der Größenordnung nach (bei Beachtung des jeweiligen Schätzfehlers).

Demnach bewirkten die genannten Einflüsse in VER eine Verringerung des Arbeitseinsatzes um rund 4,5 % (pro Jahr). Auch hier liegen sektorale Unterschiede vor: Die Rate der langfristigen Freisetzung ist mit 6,3 % in GRP am höchsten und mit 3,1 % in INV am niedrigsten.

Das Modell erlaubt somit näherungsweise die Trennung langfristiger, vor allem technologisch bedingter Einflüsse von überlagernden Wirkungen, die vom Produktionswachstum ausgehen.

Da Gegenstand dieser Untersuchung vor allem kurzfristige Zusammenhänge sind, sollen die damit verbundenen Fragen und Probleme jedoch nicht vertieft werden. Nicht zuletzt weil dies das Modell überfordern würde.

Bei der Interpretation der geschätzten Strukturparameter wurde — vor allem in Zusammenhang mit Produktionselastizität α und Anpassungskoeffizient λ — auf mögliche gruppenspezifische Unterschiede hingewiesen.

Anhaltspunkte für die Beurteilung dieser Hypothese liefert eine gruppenspezifische Schätzung der Modellparameter¹⁸⁾. Wir geben die Annahme der Homogenität des Arbeitskräftebestands auf und schätzen die Regressionsgleichung (10) getrennt für „Arbeiter (AR)“ und „Angestellte (AG)“:

$$(10.1) \ln AR = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln AR_{-1} + \beta_3 t + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + u$$

und

$$(10.2) \ln AG = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln AG_{-1} + \beta_3 t + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + u.$$

Es ist $E = AR + AG$.

Die Ergebnisse erweisen sich als ökonomisch plausibel und — gemessen an den Prüfkriterien — als statistisch befriedigend. Eine Ausnahme bildet dabei lediglich Gleichung (10.2) für NAG: Die Abhängigkeit des Bestands an Angestellten von der Produktion ist hier statistisch nicht nachzuweisen. Gruppenspezifische Abweichungen können für NAG deshalb nicht analysiert werden.

Die geschätzten Strukturparameter der anderen Sektoren sowie deren näherungsweise berechnete Standardfehler sind Übersicht 3 zu entnehmen. Die geschätzten Parameter der reduzierten Form werden nicht ausgewiesen, weil sie für den Fortgang der Untersuchung ohne Bedeutung sind.

Übersicht 3:
Gruppenspezifisch geschätzte Strukturparameter*) im Untersuchungszeitraum insgesamt, Z: 2. Quartal 1960 — 2. Quartal 1975

Sektor	Arbeiter			Angestellte		
	$\hat{\alpha}_{AR}$	$\hat{\lambda}_{AR}$	$\hat{r}_{AR} \cdot 100$	$\hat{\alpha}_{AG}$	$\hat{\lambda}_{AG}$	$\hat{r}_{AG} \cdot 100$
VER	1,090 (±0,091)	0,303 (±0,037)	1,327 (±0,020)	1,174 (±0,229)	0,135 (±0,029)	0,557 (±0,160)
GRP	1,045 (±0,216)	0,164 (±0,036)	1,790 (±0,068)	1,542 (±0,396)	0,128 (±0,034)	0,639 (±0,263)
INV	1,244 (±0,098)	0,352 (±0,043)	1,046 (±0,026)	1,330 (±0,251)	0,137 (±0,026)	0,262 (±0,209)
VBR	0,869 (±0,146)	0,193 (±0,050)	1,288 (±0,047)	0,701 (±0,341)	0,068 (±0,039)	0,876 (±0,170)
NAG	1,112 (±0,216)	0,287 (±0,067)	1,357 (±0,067)	—	—	—

*) Für $\hat{\alpha}$ und $\hat{r} \cdot 100$ stehen in Klammern die näherungsweise berechneten Standardfehler

Mit Ausnahme der VBR deuten die Punktschätzungen für α darauf hin, daß der von Arbeitern geleistete Arbeitseinsatz in allen Sektoren elastischer auf Produktionsschwankungen reagiert als der der Angestellten. Die Signifikanz dieser Unterschiede läßt sich aber erst bei Berücksichtigung der Standardfehler abschätzen.

Da ein exakter Test hierzu nicht vorliegt, kann die Nullhypothese „ $H_0 : \alpha_{AR} = \alpha_{AG} = \alpha$ “ nur approximativ geprüft werden.

Wir verwenden dazu folgenden behelfsmäßigen Test¹⁹⁾:

$$\text{Die Testvariable } t_{\text{emp}} = \frac{|\hat{\alpha}_{AR} - \hat{\alpha}_{AG}|}{\sqrt{\hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}_{AR}) + \hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}_{AG})}}$$

folgt einer t-Verteilung mit T-2K-2 Freiheitsgraden. Ist der empirische t-Wert, t_{emp} , größer als der theoretische, $t_{47} = 1,678$, so ist H_0 abzulehnen: Die Schätzwerte gelten dann als signifikant voneinander verschieden.

¹⁸⁾ Vgl. dazu auch *Dhrymes* [9], S. 139 ff.

¹⁹⁾ Vgl. *Lüdtke* [19], S. 314.

Testergebnis:

Sektor	VER	GRP	INV	VBR	NAG
t_{emp} für α	0,341	1,100	0,320	0,453	—,—
λ	3,574	0,727	4,279	0,507	—,—
r	4,792	4,241	3,717	6,348	—,—

Da die Nullhypothese für keinen Sektor verworfen werden kann, liefert der Test keine Hinweise auf gruppenspezifisch signifikant unterschiedliche Produktionselastizitäten. Aufgrund des approximativen Charakters des angewandten Schätzverfahrens ist dies allerdings vorsichtig zu beurteilen. Vor allem aber weil es im Gegensatz zur — in der Vergangenheit häufig beobachteten — überdurchschnittlichen Betroffenheit der Arbeiter von Arbeitslosigkeit steht, die ja darauf schließen läßt, daß der von Arbeitern geleistete Arbeits-einsatz bei schwankender Produktionsentwicklung überdurchschnittlich stark angepaßt wird.

Wie bei der Produktionselastizität α , so sind auch beim Anpassungskoeffizienten λ gruppenspezifische Unterschiede in den Punktschätzungen festzustellen (vgl. dazu Übersicht 3): In jedem Sektor erfolgt die Anpassung bei den Arbeitern demnach schneller als bei den Angestellten. Da λ als Indikator für das Ausmaß des Arbeitskräftehortens interpretiert wird, deutet dies darauf hin, daß Angestellte in höherem Maß gehortet werden als Arbeiter. Dies wird anhand des zitierten t-Tests geprüft.

Es zeigt sich, daß für VER und INV die Nullhypothese der Parametergleichheit „ $H_0 : \lambda_{AR} = \lambda_{AG} = \lambda$ “ abzulehnen ist. Demnach erfolgt die Anpassung an kurzfristige Ungleichgewichte in diesen Sektoren bei Arbeitern schneller als bei Angestellten. Das Zeitreihenmodell bestätigt insoweit die These, daß Arbeiter höheres Beschäftigungsrisiko tragen als Angestellte.

Analog auf die Schätzwerte \hat{f}_{AR} und \hat{f}_{AG} angewandt, weist der Test darauf hin, daß die Freisetzungsraten bei Arbeitern in allen Sektoren signifikant größer sind als bei Angestellten. Dies steht auch in Einklang mit den Ergebnissen des IAB-Projekts 5-44: Demnach sind bei technischen Änderungen im Angestelltenbereich anteilmäßig weniger Austritte bzw. Entlassungen zu verzeichnen als bei Arbeitern²⁰⁾. Kapitalstockwachstum und technischer Fortschritt trugen im Untersuchungszeitraum offensichtlich zur Erhöhung des Anteils der Angestellten an der Gesamtbeschäftigung bei.

3.4 Zeitliche Stabilität der Strukturschätzungen

Die Parameter des Modells wurden im vorhergehenden Abschnitt für den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt.

Dieses Vorgehen impliziert die Annahme zeitlich stabiler Parameter und damit stets gleichbleibender beschäftigungspolitischer Verhaltensweisen der Unternehmen. Systematische Verhaltensunterschiede können aber z. B. zwischen einzelnen Phasen eines Konjunkturzyklus bestehen. Der Frage, ob Unternehmen in Aufschwungsphasen signifikant anders reagieren als in Abschwungsphasen, wurde auf der Grundlage des gleichen Modells bereits an anderer Stelle nachgegangen²¹⁾. Unter den dort getroffenen Annahmen konnten derartige Unterschiede nicht nachgewiesen werden.

²⁰⁾ Vgl. *Autorengemeinschaft* [1], S. 307 f.

²¹⁾ Vgl. *Spitznagel* [28], S. 185 f.

²²⁾ Vgl. *Chow* [7], S. 595 ff.

Nachhaltige Veränderungen in den Reaktionsmustern der Unternehmen können auch durch veränderte Wachstumsbedingungen und/oder bestimmte, ökonomisch relevante Ereignisse bedingt sein. Im folgenden werden einige in diesem Zusammenhang interessante Hypothesen überprüft.

Der Untersuchungszeitraum (Z) läßt sich in folgende Phasen zerlegen:

- Auf die wachstumsstarken Wiederaufbaujahre der Nachkriegszeit folgte in den Jahren 1960 bis 1967 eine Phase der Konsolidierung des Wachstumstemplos, die in den Jahren 1966/67 durch die erste ernste Wachstumsstörung abgeschlossen wurde.
- Darauf folgte in den Jahren 1968 bis 1973 eine Phase mit moderatem Produktionswachstum, die von der „Ölkrise“ und einem allgemeinen Anstieg der Rohstoffpreise beendet wurde.
- In den Jahren 1974/75 schließlich erfolgte der erste tiefe konjunkturelle Einbruch der Nachkriegszeit.

Um zu prüfen, ob und gegebenenfalls wie sich das beschäftigungspolitische Verhalten der Industrieunternehmen im Zeitablauf verändert hat, unterteilen wir den Untersuchungszeitraum entsprechend dieser Phaseneinteilung in die Unterzeiträume

Z_I : 2. Quartal 1960 bis 2. Quartal 1967

Z_{II} : 3. Quartal 1967 bis 2. Quartal 1975
sowie

Z_{III} : 3. Quartal 1967 bis 3. Quartal 1973

Z_{IV} : 4. Quartal 1973 bis 2. Quartal 1975.

Z_I und Z_{II} enthalten beide eine — wenn auch in der Intensität unterschiedliche — Rezession und enden jeweils mit dem unteren konjunkturellen Wendepunkt der Industrieproduktion.

Für diese Unterzeiträume werden — unabhängig voneinander — die Regressionsparameter (β_I und β_{II}) der — für Beschäftigte insgesamt formulierten — Gleichung (10) geschätzt. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 2 und 3 ausgewiesen. Die Koeffizientenschemata werden dann einem Test auf Strukturbruch bzw. Strukturgleichheit unterworfen: Mit dem F-Test kann überprüft werden, ob in den konstituierenden Abschnitten des Untersuchungszeitraums jeweils eine einheitliche Regressionsbeziehung mit signifikant unterschiedlichen Parametern — also ein Strukturbruch — vorliegt und demnach unterschiedliche Verhaltensweisen der Unternehmen zu vermuten sind. Die Nullhypothese der Strukturkonstanz lautet:

$$H_0 : \beta_I = \beta_{II} = \beta$$

Die Alternativhypothese des Strukturbruchs lautet:

$$H_A : \beta_I \neq \beta_{II} \neq \beta$$

Es läßt sich zeigen²²⁾, daß die Testvariable

$$F_{emp} = \frac{\frac{1}{K+1} (Q - Q_I - Q_{II})}{\frac{1}{T-2K-2} (Q_I + Q_{II})}$$

einer F-Verteilung mit $K+1$ bzw. $T-2K-2$ Freiheitsgraden folgt.

Tabelle 2:
Regressions-schätzungen für den Zeitraum Z I: 2. Quartal 1960 — 2. Quartal 1967*)

Sektor	Zahl der Beobachtungen T_I	Regressionskonstante $\hat{\beta}_0$	Regressionskoeffizienten, t-Werte						Bestimmtheitsmaß R^2	Standardfehler der Schätzung $\hat{\sigma}$	DURBIN-Test (I) h	Residualquadratsumme $Q \cdot 1000$
			Y	E_{-1}	t	D_1	D_2	D_3				
			$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3 \cdot 100$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$				
VER	29	-1,107	0,229 11,035	0,883 19,668	-0,310 -14,446	0,010 5,299	0,003 1,759	-0,011 -4,870	0,984	0,003	1,398	0,201
GRP	29	-1,641	0,201 8,310	0,951 20,159	-0,354 -10,226	0,021 7,352	0,001 0,506	-0,003 -1,180	0,972	0,004	1,588	0,341
INV	29	0,308	0,223 8,534	0,800 14,078	-0,235 -9,851	0,006 2,459	0,007 2,705	-0,014 -4,800	0,986	0,005	1,260	0,447
VBR	29	-1,111	0,211 12,005	0,912 15,500	-0,259 -14,300	0,009 5,332	-0,001 -0,510	-0,010 -4,846	0,972	0,003	1,488	0,199
NAG	29	0,778	0,094 1,079	0,862 9,171	-0,146 -1,413	0,032 3,925	0,055 4,662	0,031 1,954	0,949	0,006	0,031	0,762

*) Unter den Regressionskoeffizienten stehen deren absolute t-Werte. Alle Werte der Tabelle sind auf drei Nachkommastellen gerundet.

VER = Verarbeitende Industrie insgesamt
GRP = Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie
INV = Investitionsgüterindustrie
VBR = Verbrauchsgüterindustrie
NAG = Nahrungs- und Genußmittelindustrie

Tabelle 3:
Regressions-schätzungen für den Zeitraum Z II: 3. Quartal 1967 — 2. Quartal 1975*)

Sektor	Zahl der Beobachtungen T_{II}	Regressionskonstante $\hat{\beta}_0$	Regressionskoeffizienten, t-Werte						Bestimmtheitsmaß R^2	Standardfehler der Schätzung $\hat{\sigma}$	DURBIN-Test (I) h	Residualquadratsumme $Q \cdot 1000$
			Y	E_{-1}	t	D_1	D_2	D_3				
			$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3 \cdot 100$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$				
VER	32	0,996	0,202 7,306	0,772 16,811	-0,250 -10,362	-0,001 0,463	0,010 4,431	-0,008 -2,716	0,989	0,004	0,968	0,497
GRP	32	0,488	0,111 6,347	0,876 22,131	-0,174 -8,674	0,011 4,364	0,012 4,745	0,002 1,012	0,982	0,004	1,530	0,500
INV	32	1,517	0,204 6,662	0,736 13,645	-0,202 -9,037	-0,006 1,835	0,013 3,837	-0,013 -3,259	0,990	0,006	1,927	0,973
VBR	32	0,673	0,204 5,003	0,795 12,993	-0,299 -6,462	0,003 1,114	0,013 4,411	-0,007 -1,830	0,992	0,005	1,198	0,682
NAG	32	-1,571	0,128 2,031	1,013 13,719	-0,152 -2,483	0,020 4,369	0,045 7,111	0,007 0,859	0,983	0,004	1,059	0,499

*) Unter den Regressionskoeffizienten stehen deren absolute t-Werte. Alle Werte der Tabelle sind auf drei Nachkommastellen gerundet.

VER = Verarbeitende Industrie insgesamt
GRP = Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie
INV = Investitionsgüterindustrie
VBR = Verbrauchsgüterindustrie
NAG = Nahrungs- und Genußmittelindustrie

Wobei Q = Residualquadratsumme der Schätzung für den gesamten Untersuchungszeitraum, mit $t = 1, 2, \dots, 61$ und $T = 61$.

Q_I = Residualquadratsumme der Schätzung für Z_I , mit $t = 1, 2, \dots, 29$ und $T_I = 29$.

Q_{II} = Residualquadratsumme der Schätzung für Z_{II} , mit $t = 30, 31, \dots, 61$ und $T_{II} = 32$.

*) Die Anwendbarkeit des beschriebenen Tests, insbesondere seine Effizienz, hängt davon ab, ob die Residualvarianz in den Teilperioden gleich ist (vgl. Schneeweiß [27], S. 121). Die Gültigkeit dieser Voraussetzung kann ebenfalls mit dem F-Test überprüft werden.

$$H_0: \sigma_I^2 = \sigma_{II}^2 = \sigma^2$$

Die Testvariable $F_{\gamma_1}^{\gamma_2} = \hat{\sigma}_I^2 / \hat{\sigma}_{II}^2$ folgt einer F-Verteilung.

Für $F_{\gamma_1}^{\gamma_2}$ mit $\gamma_1 = T_I - K - 1$ und $\gamma_2 = T_{II} - K - 1$ kann nun ein zentrales Schwankungsintervall bestimmt werden. Liegt der berechnete F-Wert innerhalb des Intervalls, so ist H_0 anzunehmen.

Im vorliegenden Fall konnte für alle Sektoren die Voraussetzung konstanter Residualvarianz und damit die Anwendbarkeit des Tests auf Strukturbruch gesichert werden.

Ist der empirische F-Wert, F_{emp} , größer als der theoretische, $F_{47}^7 = 2,29$, so ist H_0 zu verwerfen und H_A anzunehmen. Ein Strukturbruch in mindestens einem der Regressionsparameter gilt dann als signifikant²³⁾.

Testergebnis:

Sektor	VER	GRP	INV	VBR	NAG
F_{emp}	5,971	7,344	3,921	9,816	4,005

Da der empirische F-Wert stets größer als der theoretische ist, ist H_0 zu verwerfen. Ein Strukturbruch in den Regressionsparametern gilt demnach für alle Sektoren als signifikant.

Das Testergebnis wird durch die statistischen Gütekriterien gestützt: Fast ausnahmslos werden für die Unterzeiträume im Vergleich zur Gesamtschätzung höhere R^2 und insbesondere niedrige $\hat{\sigma}$ erzielt. Dies

Tabelle 4:
Regressions-schätzungen für den Zeitraum Z III: 3. Quartal 1967 — 3. Quartal 1973*)

Sektor	Zahl der Beobachtungen T_{III}	Regressionskonstante $\hat{\beta}_0$	Regressionskoeffizienten, t-Werte						Bestimmtheitsmaß R^2	Standardfehler der Schätzung $\hat{\sigma}$	DURBIN-Test (I) h	Residualquadratsumme $Q \cdot 1000$
			Y $\hat{\beta}_1$	E_{-1} $\hat{\beta}_2$	t $\hat{\beta}_3 \cdot 100$	D_1 $\hat{\beta}_4$	D_2 $\hat{\beta}_5$	D_3 $\hat{\beta}_6$				
VER	25	0,875	0,228 6,050	0,759 14,734	-0,280 6,207	-0,003 0,986	0,009 3,474	-0,011 2,791	0,989	0,005	1,180	0,409
GRP	25	-0,069	0,185 8,135	0,855 25,353	-0,280 8,469	0,005 2,003	0,007 3,193	-0,002 0,746	0,989	0,004	0,715	0,224
INV	25	1,672	0,204 4,981	0,726 11,211	-0,197 4,179	-0,006 1,404	-0,012 2,810	-0,014 2,656	0,990	0,007	1,752	0,894
VBR	25	0,494	0,202 4,132	0,810 12,049	-0,288 4,633	0,001 0,341	0,011 3,310	-0,007 1,659	0,962	0,005	1,174	0,455
NAG	25	1,085	0,064 0,957	0,863 7,144	-0,073 1,090	0,018 3,300	0,046 6,168	0,016 1,744	0,948	0,004	1,692	0,317

*) Unter den Regressionskoeffizienten stehen deren absolute t-Werte. Alle Werte der Tabelle sind auf drei Nachkommastellen gerundet.
 VER = Verarbeitende Industrie insgesamt
 GRP = Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie
 INV = Investitionsgüterindustrie
 VBR = Verbrauchsgüterindustrie
 NAG = Nahrungs- und Genussmittelindustrie

kommt auch in den Anpassungsdiagrammen zum Ausdruck: Gegenüber der Gesamtschätzung weisen die Teilschätzungen deutlich kleinere Residuen auf (vgl. die Schaubilder 1 bis 5).

Für NAG sind allerdings die Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}_1$ und $\hat{\beta}_3$ im Zeitraum Z_I statistisch nicht gegen Null gesichert.

Seit der Ölkrise und der anschließenden massiven Erhöhung der Rohstoffpreise wird häufig mit veränderten globalen und sektoralen Wachstumsbedingungen der Volkswirtschaft und daraus resultierenden Konsequenzen für die Unternehmenspolitik argumentiert. Es soll deshalb überprüft werden, ob für die Zeiträume Z_{III} und Z_{IV} signifikante Veränderungen im Verhalten der Unternehmen — soweit es vom Modell abgebildet wird — nachzuweisen sind.

Die Nullhypothese lautet:

$$„H_0 : \beta_{III} = \beta_{IV} = \beta“$$

Der Test kann allerdings nicht analog zum bereits angewandten Verfahren durchgeführt werden, denn es liegen in Z_{IV} nicht genügend Beobachtungen vor, um die Regressionsbeziehung zu schätzen ($T_{IV} \nrightarrow K + 1$).

Der F-Test ist infolgedessen leicht zu modifizieren²⁴⁾. Als Testvariable dient nun

$$F_{emp} = \frac{\frac{1}{K+1} (Q_{II} - Q_{III})}{\frac{1}{T_{II} - 2K - 2} Q_{III}}$$

Wobei Q_{III} = Residualquadratsumme der Schätzung für Z_{III} , mit $t = 30, 31, \dots, 54$ und $T_{III} = 25$.

²⁴⁾ Vgl. Chow [7], S. 604.

Testergebnis:

Sektor	VER	GRP	INV	VBR	NAG
F_{emp}	0,583	2,182	0,227	1,282	1,471

Der empirische F-Wert ist in allen Sektoren kleiner als der theoretische, $F_{47}^7 = 2,58$. H_0 , die Hypothese der Strukturgleichheit, kann deshalb nicht abgelehnt werden. Auf einen Strukturbruch infolge veränderten Unternehmensverhaltens deuten die Ergebnisse also nicht hin. Wir können somit davon ausgehen, daß im Zeitraum Z_{II} eine einheitliche Verhaltensstruktur vorliegt.

Die bisher angewandten Testverfahren bezogen sich auf die Koeffizientenschemata insgesamt und lieferten Informationen zur Frage, ob Strukturbrüche zu vermuten sind. Sie erlauben in dieser Form keine Aussagen darüber, welche Modellparameter sich gegebenenfalls geändert haben. Dies soll nun untersucht werden.

Übersicht 4:
Geschätzte Strukturparameter*) für die Zeiträume Z_I : 2. Quartal 1960 — 2. Quartal 1967 und Z_{II} : 3. Quartal 1967 — 2. Quartal 1975

Sektor	2/1960-2/1967			3/1967-2/1975		
	$\hat{\alpha}_I$	$\hat{\lambda}_I$	$\hat{t}_I \cdot 100$	$\hat{\alpha}_{II}$	$\hat{\lambda}_{II}$	$\hat{t}_{II} \cdot 100$
VER	0,511 (±0,177)	0,117 (±0,045)	1,354 (±0,059)	1,129 (±0,122)	0,228 (±0,046)	1,238 (±0,075)
GRP	0,244 (±0,229)	0,049 (±0,047)	1,761 (±0,065)	1,177 (±0,275)	0,124 (±0,040)	1,568 (±0,117)
INV	0,897 (±0,210)	0,200 (±0,057)	1,054 (±0,114)	1,294 (±0,139)	0,264 (±0,054)	0,990 (±0,115)
VBR	0,422 (±0,266)	0,089 (±0,059)	1,227 (±0,039)	1,005 (±0,140)	0,205 (±0,061)	1,466 (±0,091)
NAG	1,468 (±1,322)	0,138 (±0,094)	1,553 (±0,389)	1,020 (±0,617)	-0,013 (±0,074)	1,188 (±0,138)

*) Für $\hat{\alpha}$ und \hat{t} stehen in Klammern die näherungsweise berechneten Standardfehler

Die für Z_I und Z_{II} geschätzten Strukturparameter des Modells ($\hat{\alpha}$, $\hat{\lambda}$ und \hat{r}) sind in Übersicht 4 ausgewiesen.

Beim Vergleich dieser Schätzwerte sind wieder ihre — näherungsweise berechneten — Standardfehler zu berücksichtigen. Da ein exakter Test hierzu nicht vorliegt, können die Nullhypothesen

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_I &= \alpha_{II} = \alpha \\ \lambda_I &= \lambda_{II} = \lambda \\ r_I &= r_{II} = r \end{aligned}$$

nur approximativ geprüft werden.

Wir verwenden dazu wieder den in Abschnitt 3.3 dargestellten behelfsmäßigen t-Test²⁵⁾:

Demnach folgt die Testvariable (beispielsweise für $\hat{\alpha}$ formuliert)

$$t_{\text{emp}} = \frac{|\hat{\alpha}_I - \hat{\alpha}_{II}|}{\sqrt{\hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}_I) + \hat{\sigma}^2(\hat{\alpha}_{II})}}$$

einer t-Verteilung mit $T - 2K - 2$ Freiheitsgraden. Ist der empirische t-Wert größer als der theoretische, so ist die Nullhypothese abzulehnen. Die Schätzwerte gelten dann als signifikant voneinander verschieden.

Testergebnis:

Sektor	VER	GRP	INV	VBR	NAG
t_{emp} für α	2,872	2,610	2,865	4,164	0,305
λ	1,615	1,217	1,106	1,367	1,263
r	1,210	1,448	0,396	2,412	0,885

Der theoretische t-Wert ist $t_{47} = 1,678$.

Der Test deutet somit darauf hin, daß im Zeitraum Z_{II} die Produktionselastizität (α) in allen Sektoren — mit Ausnahme der NAG — größer ist als im Zeitraum Z_I . Der Arbeitseinsatz wurde demnach in den Jahren nach der Rezession 1966/67 weniger elastisch der Produktionsentwicklung angepaßt als früher. Dies dürfte vor allem auf die weniger ausgeprägten zyklischen Schwankungen in der Konsolidierungsphase 1960 bis 1967 zurückzuführen sein. Im Gegensatz dazu verursachten in den Jahren 1968 bis 1975 vergleichsweise stärkere zyklische Schwankungen um einen flacher verlaufenden Wachstumspfad größere Schwankungen im Auslastungsgrad des beschäftigten Arbeitsvolumens und damit größere Hortungsintensität.

Obwohl auch die Punktschätzungen der sektoralen Anpassungskoeffizienten (λ) in Z_I deutlich kleiner als in Z_{II} sind — was zunächst auf höhere Anpassungsgeschwindigkeiten hinweist — kann die Nullhypothese der Parameterkonstanz hier nicht verworfen werden: Wegen verhältnismäßig großer Varianzen dieser Parameter sind statistisch signifikante Unterschiede zwischen beiden Zeiträumen nicht nachzuweisen.

Ähnliches gilt für den Parameter r . Lediglich für VBR weist der Test auf einen signifikant höheren Wert im

Zeitraum Z_{II} hin. In diesem Sektor hat sich demnach die — technologisch bestimmte — langfristige Freisetzungsrates erhöht.

4. Prognoseeigenschaften des Modells

Wir wenden uns nun den Prognoseeigenschaften der geschätzten Beschäftigungsfunktionen zu. Sie werden im Zeitraum 3. Quartal 1975 bis 2. Quartal 1976, also außerhalb des Schätzzeitraums überprüft ($z = 1, 2, 3, 4$). Aufgrund der durchgeführten Tests auf Strukturbruch, gehen wir dabei von der Annahme aus, daß die für Z_{II} : 3. Quartal 1967 bis 2. Quartal 1975 geschätzten Parameter die im Prognosezeitraum relevante Verhaltensstruktur der Unternehmen ausdrücken und verwenden sie deshalb als Grundlage der Prognoserechnungen.

Im ersten Schritt werden für jedes Quartal des Prognosezeitraums *statische* ex-post-Projektionen (\hat{E}_z) für die abhängige Variable „Zahl der Beschäftigten“ berechnet. Hinsichtlich der exogenen und endogen-verzögerten Variablen wird somit vollkommene Information angenommen. Vorhersagefehler bezüglich der unabhängigen Variablen sind damit ausgeschlossen.

Unter der Annahme, daß die exakte Schätzung der „wahren“ Abhängigkeitsstruktur vorliegt und diese auch im Prognosezeitraum gilt, Fehlspezifizierungen (in Variablen, Kurvenform und/oder dynamischer Struktur) und Strukturbrüche also nicht vorliegen, reduziert sich das Spektrum der möglichen Ursachen von Prognose-Ist-Abweichungen auf Störvariablenfehler und Schätzfehler in den Regressionskoeffizienten, d.h. auf jene Fehler, die stochastisch bedingt sind. Sie werden durch den Standardprognosefehler ausgedrückt²⁶⁾:

$$\hat{\sigma}_s = \pm \sqrt{\hat{\sigma}^2 \frac{T+1}{T} + \mathbf{x}_z' \hat{S} \mathbf{x}_z}$$

Wobei \hat{S} die geschätzte Kovarianzmatrix der eigentlichen Regressionskoeffizienten und \mathbf{x}_z der Vektor der Abweichungen der exogenen Variablen in der Prognoseperiode von ihrem Mittelwert im Schätzzeitraum ist.

Anhand der Schätzung des Standardprognosefehlers kann nun unter der Annahme, daß die Residuen normalverteilt sind, jeder Prognoseperiode ein Prognoseintervall folgender Form zugeordnet werden:

$$\hat{E}_z \pm f_{T-K-1} \hat{\sigma}_s$$

Der Sicherheitskoeffizient f_{T-K-1} ergibt sich aus der t-Verteilung bei $T-K-1$ Freiheitsgraden.

Für jede Periode des Prognosezeitraums werden derartige Intervalle berechnet²⁷⁾.

Unter den getroffenen Annahmen ist mit bestimmter Irrtumswahrscheinlichkeit (0,05) damit zu rechnen, daß der tatsächliche Wert (E_z) der abhängigen Variablen „Zahl der Beschäftigten“ vom jeweiligen Prognoseintervall überdeckt wird.

Es zeigt sich (vgl. Tabelle 5), daß dies in den vier Quartalen des Prognosezeitraums für die Sektoren VER, GRP, VBR und NAG jeweils zweimal und für INV einmal nicht der Fall ist. Diese „Fehlerquote“ kann darauf hindeuten, daß im Prognosezeitraum die zu-

²⁵⁾ Vgl. Lüdke [19], S. 314.

²⁶⁾ Vgl. Schneeweiß [27], S. 123 f.

²⁷⁾ Korrekterweise gilt das derart berechnete Prognoseintervall nur für die unmittelbar auf den Schätzzeitraum folgende Prognoseperiode $z = 1$, denn die Prognosefehler in $z = 1$ und $z = 2$ sind voneinander nicht stochastisch unabhängig (vgl. Schneeweiß [27], S. 124). Es wären in diesem Fall sog. „Toleranzintervalle“ zu konstruieren (vgl. Fraser/Guttmann [11], S. 162-179 und Hooper/Zellner [13], S. 544-555).

Tabelle 5:
Statische und dynamische ex-post-Projektionen, Prognoseintervalle und Prognose-Ist-Abweichungen — absolute Werte, in 1000 Personen —

Prognoseperiode Jahr/ Quartal	Ist	Prognose				Prognose-Ist-Abweichung	
		statisch		dynamisch	statisch	dynamisch	
		untere Grenze	Punktprognose				obere Grenze
	1	2	3	4	5	6	7
Verarbeitende Industrie insgesamt							
1975/3	7 316	7 126	7 205	7 285	7 205	- 111	- 111
/4	7 230	7 198	7 285	7 373	7 200	55	- 30
1976/1	7 140	7 147	7 237	7 329	7 280	97	140
/2	7 154	7 003	7 096	7 191	7 171	- 58	17
Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie							
1975/3	1 617	1 568	1 586	1 603	1 586	- 31	- 31
/4	1 595	1 579	1 597	1 616	1 570	2	- 25
1976/1	1 567	1 559	1 578	1 598	1 581	11	14
/2	1 579	1 531	1 551	1 572	1 561	- 28	- 18
Investitionsgüterindustrie							
1975/3	3 600	3 514	3 568	3 623	3 568	- 32	- 32
/4	3 562	3 555	3 618	3 683	3 595	56	33
1976/1	3 529	3 548	3 615	3 683	3 657	86	128
/2	3 531	3 459	3 523	3 588	3 586	- 8	55
Verbrauchsgüterindustrie							
1975/3	1 633	1 580	1 602	1 623	1 602	- 31	- 31
/4	1 614	1 599	1 628	1 658	1 603	14	- 11
1976/1	1 599	1 588	1 619	1 650	1 630	20	31
/2	1 600	1 547	1 573	1 599	1 589	- 27	- 11
Nahrungs- und Genussmittelindustrie							
1975/3	465	437	443	449	443	- 22	- 22
/4	459	456	462	468	440	3	- 19
1976/1	445	453	460	468	464	15	19
/2	443	427	433	440	449	- 10	6

grundelegte Parameterstruktur nicht mehr relevant ist, weil ein Strukturbruch eingetreten ist.

Um abzuschätzen, inwieweit die dynamische Struktur des Prognosemodells zu kumulativer Fehlerfortpflanzung führt, werden *dynamische* ex-post-Projektionen berechnet. Die Annahme vollkommener Information hinsichtlich der verzögert-endogenen unabhängigen Variablen wird also aufgegeben. Die Projektionen sowie die Abweichungen von den Ist-Werten sind in Tabelle 5 ausgewiesen.

In dieser Form liefern sie aber weder sektoral vergleichbare Informationen über die Qualität der Prognosefunktionen, noch geben sie Auskunft über das Ausmaß kumulativer Fehlerfortpflanzung.

Die Prognose-Ist-Abweichungen statischer und dynamischer Projektionen werden deshalb ausgedrückt durch die mittlere quadratische Abweichung (MQA) (root-mean-square-prediction error) und den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten (TUK)²⁸⁾:

$$MQA = \sqrt{\frac{1}{Z} \sum_{z=1}^Z (\hat{E}_z - E_z)^2}$$

²⁸⁾ Vgl. Theil [30], S. 26 ff.

Der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient kann von seiner Konstruktion her insofern zu Verzerrungen führen, als einzelne „Ausreißer“ gegebenenfalls überproportional gewichtet eingehen und — bei sonst vergleichsweise geringen Einzelabweichungen — das Maß der relativen Gesamtabweichung tendenziell zu hoch ausgewiesen wird. Diese Schwäche gilt jedoch für alle derartigen auf Durchschnittsbildung abgestellten Meßgrößen.

$$TUK = \sqrt{\frac{\sum_{z=1}^Z (\hat{E}_z - E_z)^2}{\sum_{z=1}^Z E_z^2}}$$

TUK · 100 ist als durchschnittlicher prozentualer Prognosefehler zu interpretieren.

Übersicht 5:
Qualität statischer und dynamischer ex-post-Projektionen für den Zeitraum 3. Quartal 1975 — 2. Quartal 1976*)

Sektor	statisch		dynamisch	
	MQA (in 1000)	TUK · 100 (in %)	MQA (in 1000)	TUK · 100 (in %)
VER	±83,9	±1,2	±91,1	±1,3
GRP	±21,8	±1,4	±23,0	±1,5
INV	±54,1	±1,5	±73,4	±2,0
VBR	±24,1	±1,5	±23,5	±1,5
NAG	±14,5	±3,2	±17,5	±3,9

*) MQA = mittlere quadratische Abweichung
TUK = Theil'scher Ungleichheitskoeffizient

Die Meßziffern in Übersicht 5 zeigen, daß die vergleichsweise besten statischen Projektionen für VER erzielt werden: Die Punktschätzungen weichen — bezogen auf den Mittelwert im Prognosezeitraum — um durchschnittlich ±1,2 % vom tatsächlichen Wert ab. Es folgen mit nur geringem Abstand GRP, INV und VBR. Eine weit größere relative Prognose-Ist-Abweichung wird mit ±3,2 % für NAG erzielt.

Außer für VBR weichen die dynamischen Projektionen in allen Sektoren stärker von den tatsächlichen Werten ab als die statischen. Relativ am ausgeprägtesten ist die kumulative Fehlerfortpflanzung in INV.

Insgesamt vermögen die prognostischen Eigenschaften des getesteten Modells kaum zu befriedigen. Da der Prognosezeitraum mit dem Tiefpunkt der Rezession beginnt, kann sich dies aus der bereits innerhalb des Schätzzeitraums beobachteten Sensibilität der Anpassung in bezug auf konjunkturelle Extremlagen erklären. Wie bereits angedeutet, ist zudem die Annahme der Strukturkonstanz in Zweifel zu ziehen, denn unter dem Eindruck des konjunkturellen Abschwungs kann sich das Unternehmensverhalten geändert haben. Hinzu kommt, daß die Prognoseeigenschaften des Modells ex post überprüft wurden, d.h., die Produktionsentwicklung im Prognosezeitraum wurde als bekannt vorausgesetzt.

Ex ante, also zur Lösung eines praktischen Prognoseproblems, muß die Produktion aber autonom vorausgeschätzt werden, was zu weiteren Fehlern führen kann. Diese Kritik ist allerdings zu relativieren, denn prognostische Aussagen auf der Basis von ökonometrischen Modellen sind — unter Berücksichtigung ihres stochastischen Charakters — streng konditional. Diese Bedingtheit gilt im Grunde für alle fundierten Prognosen, allerdings wird sie in Abhängigkeit vom angewandten Prognoseverfahren mehr oder weniger transparent. Objektiv ist die Leistungsfähigkeit ökonometrischer Modelle somit nur ex post, also unter Abstraktion von Vorausschätzungsfehlern bezüglich der Wenn-Komponente zu beurteilen.

Verbesserungen der Prognoseeigenschaften sind durch Berücksichtigung anderer — quantitativer und quali-

tativer — Variablen zu erhoffen. Besondere Bedeutung dürfte dabei Frühindikatoren wie Auftragseingängen, Auftragsbeständen sowie Unternehmensurteilen und -antizipationen zukommen²⁹⁾.

5. Modellkritik

Das Modell bildet die vom Unternehmen zu treffenden Beschäftigungsentscheidungen grob vereinfacht ab. Wichtige Dimensionen der Arbeitsnachfrage sind nicht enthalten. So wird die durchschnittliche Arbeitszeit nur implizit berücksichtigt und nicht erklärt: Sie hat die Funktion eines Korrektivs, das die Nichtverletzung der Restriktion „Produktionsfunktion“ sichert. Die angenommene vollkommene Flexibilität der durchschnittlichen Arbeitszeit ist der Ausgleich für die unvollkommene Flexibilität des Arbeitskräftebestands.

Es geht nicht explizit ein, daß das Unternehmen neben der Entscheidung über Arbeitskräftebestand und durchschnittliche Arbeitszeit, also über das *statistisch gemessene* eingesetzte Arbeitsvolumen, auch eine Entscheidung über dessen Auslastung, also über das kurzfristig *produktiv* eingesetzte Arbeitsvolumen trifft. Demnach hat die Arbeitsnachfrage³⁰⁾ kurzfristig zumindest drei Dimensionen:

- Arbeitskräftebestand
- durchschnittliche Arbeitszeit
- Auslastungsgrad des beschäftigten Arbeitsvolumens.

Das verwendete Modell kann demzufolge auch nicht berücksichtigen, daß diese Komponenten des Arbeitsinputs in bezug auf Produktionsschwankungen unterschiedliche Elastizitäten, und untereinander spezifische Substitutionsbeziehungen aufweisen können. Erforderlich wäre dazu die Einführung einer „Arbeitsinputfunktion“, die diese drei Komponenten als Argumente enthält und — differenziert nach einzelnen Arbeitsqualitäten — die Analyse ihrer Beziehungen erlaubt³¹⁾.

Das Modell nimmt den Output als exogen gegeben an und unterstellt damit einen unvollkommenen (in diesem Fall monopsonistischen) Gütermarkt mit administrierten Preisen. Die Auflösung dieser Restriktion erfordert ein umfassendes Marktmodell, das Güternachfrage, Güterproduktion und Arbeitsnachfrage simultan erklärt und Interdependenzen berücksichtigt. Güter- und Faktorpreise sind mit einzubeziehen. Unabhängig davon stellt sich die Frage, ob die Produktionsfunktion angemessen spezifiziert ist.

Lagerbewegungen als kurzfristige Alternative zu Produktions- und Beschäftigungsveränderungen werden im Modell nicht berücksichtigt. Ebenso wenig also die theoretische Möglichkeit, Lagerinvestitionen als Alternative (im Sinne eines trade-offs) zu Investitionen in betriebliches Humankapital und damit zu „labour hoarding“ aufzufassen.

Weiterhin ist der Kapitalinput kurzfristig als nicht-variierbar angenommen: Aufgrund kurzfristig schwankender Auslastung der Sachkapazitäten, schwankt aber der Strom produktiver Kapitaldienste im Konjunkturverlauf. Auch hier sind kurzfristige Anpassungsprozesse zu berücksichtigen, die nicht unabhängig von der Anpassung des Arbeitsinputs sind. Die Faktorinputs sind in diesem Sinne als interdependent zu behandeln.

Ein wichtiger Kritikpunkt schließlich ist die Art, wie im Modell die kurzfristig unvollkommene Anpassung des Arbeitsinputs und das Arbeitskräftehorten behandelt wird:

Anpassungsprozesse sind im Modell mit technischen, ökonomischen und institutionellen Zwängen begründet. Die angenommene Lag-Funktion ist aber — unabhängig davon, ob sie der Form nach angemessen ist — bestenfalls eine Beschreibung, keinesfalls eine Erklärung des Anpassungsverhaltens, denn sie bezieht zwar ihre Rechtfertigung aus der Existenz von „Anpassungskosten“, spezifiziert diese aber nicht näher und macht sie auch nicht explizit zum Gegenstand eines ökonomischen Kalküls. Dazu wäre es erforderlich, die Kosten, die mit dem Niveau des Arbeitsinputs *und* der Veränderung des Niveaus verbunden sind, im einzelnen zu berücksichtigen. Es sind dies in erster Linie Entlassungszeiten und -kosten sowie Such-, Einstellungs- und Einarbeitungszeiten und -kosten. Erste Ergebnisse einer repräsentativen Unternehmensbefragung, die jüngst in Zusammenarbeit zwischen IAB und Ifo-Institut durchgeführt wurde, zeigen, daß vor allem ökonomische Gründe für die kurzfristig unvollkommene Anpassung verantwortlich sind, während institutionelle und vor allem technisch-organisatorische von geringerer Bedeutung sind.

Eng verbunden mit den Wiederbeschaffungskosten von betrieblichem Humankapital ist die (tatsächliche oder perzipierte) Elastizität des Arbeitsangebots. Sie wird im Ausgangsmodell als unendlich angenommen. Diese Annahme ist besonders in Phasen der Hochkonjunktur und in bezug auf bestimmte Arbeitsqualitäten unrealistisch.

Die Annahme statischer, deterministischer Kostenminimierung, die das Modell als typische Verhaltensweise des Unternehmens postuliert, erscheint im Licht der bisher vorgebrachten Kritik als unrealistisch: Die Existenz von Anpassungskosten deutet darauf hin, daß den Entscheidungen des Unternehmens ein *dynamisches* Optimierungskalkül zugrundeliegt. Dies hat zur Konsequenz, daß Beschäftigungsentscheidungen analytisch als Investitionsentscheidungen zu behandeln sind. Das wiederum stellt die Annahme der Determiniertheit in Frage: Unsicherheit und Risiko kommen ins Spiel.

Eine kurz- und langfristige Überlegungen des Unternehmens integrierende Theorie der dynamischen Optimierung, die empirischen Arbeiten zugrundegelegt werden könnte, existiert allerdings nur in Ansätzen³²⁾. Dieses Defizit erklärt sich wohl einmal aus den formalen Problemen, die in diesem Zusammenhang zu lösen sind: Anzuwenden ist das analytische Instrumentarium der Theorie der optimalen Kontrolle (Variationskalkül, Maximumsprinzip von *Pontryagin*), und zum anderen aus den Problemen, die die Umsetzung der abgeleiteten Sätze in empirisch (ökonometrisch) prüfbare Sätze bereitet.

Das Gewicht einiger, in diesem Abschnitt angesprochener Probleme wird besonders deutlich, wenn man sie im Zusammenhang sieht mit der gegenwärtig breit geführten Diskussion um arbeitsmarkt- und beschäftigungspolitische Maßnahmen zur Verringerung der Arbeitslosigkeit. Dies gilt besonders für

- die Frage nach den Elastizitätsbeziehungen: Wie reagieren die einzelnen Komponenten des Arbeitsinputes — „Arbeitskräftebestand“, „durchschnittliche Arbeitszeit“ und „Auslastungsgrad der per-

²⁹⁾ Vgl. dazu Nerb [22], Poser [24], Thomas/Friend [31].

³⁰⁾ Zu den Aspekten betrieblicher Nachfrage nach Arbeitskräften und der Problematik dieses Begriffes vgl. auch Kübl [18], S. 435 f.

³¹⁾ Zur Quantifizierung von Auslastungsreserven vgl. Spitznagel [28], S. 194 ff.

³²⁾ Vgl. dazu Tinsley [32], S. 278 ff. und Wickens [34], S. 482 ff.

sonellen Kapazität“ — auf eine Erhöhung der Produktion, z.B. als Folge expansiver wirtschaftspolitischer Maßnahmen?

die Frage nach den Substitutionsbeziehungen: Inwieweit würde z.B. eine Verringerung der durchschnittlichen Arbeitszeit zu einer Erhöhung des Arbeitskräftebestandes führen?

die Frage nach den Möglichkeiten — etwa durch öffentliche Subventionierung von Lagerinvestitionen —, die Produktions- und Beschäftigungsentwicklung zu verstetigen?

- die Frage nach Bestimmungsgrößen des Arbeitskräftehortens und daraus resultierenden arbeitsmarkt- und beschäftigungspolitischen Ansatzpunkten.

Ob und in welchem Maß ökonometrische Modelle zur Lösung derartiger Fragestellungen beitragen können, ist eine Tatfrage, die allerdings vom sogenannten „Stabilitätsproblem der Ökonometrie“ überschattet wird: Es resultiert aus der Annahme, daß der Parametervektor und die zugrundeliegende Verteilung sowohl im Untersuchungszeitraum als auch in der Prognoseperiode invariant sind.

Literaturverzeichnis

- [1] *Autorengemeinschaft*: Zur Beschäftigungslage der Angestellten. Eine empirische Analyse, in: MittAB 3/1976, S. 302-316.
- [2] *Ball, R. I., St. Cyr, E.B. A.*: Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, in: Review of Economic Studies, 1966, Vol. 33, S. 179-207.
- [3] *Blankart, B.*: Arbeitskräftenachfrage im Konjunkturverlauf — das Problem des temporären Hortens von Arbeitskräften, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 109. Jahrg., 1973, S. 171 – 185.
- [4] *Boneß, A.*: Vierteljährliche Indexziffern der Kapazitätsauslastung für die Bereiche der Verarbeitenden Industrie in der Bundesrepublik Deutschland, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 1969, Heft 2, S. 190 – 206.
- [5] *Brechling, F., O'Brien, P.*: Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison, in: The Review of Economics and Statistics, 1967, Vol. 49, S. 277-287.
- [6] *Briscoe, G., Peel, D. A.*: The Specification of the Short-Run Employment Function: An Empirical Investigation of the Demand for Labour in the UK Manufacturing Sector, 1955 – 1972, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1975, Vol. 37, S. 115-142.
- [7] *Chow, G. C.*: Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, in: Econometrica, 1960, Vol. 28, S. 591 – 605. [8] *Cramer, U.*: Die Behandlung des Arbeitsmarktes in ökonomischen Modellen. Teil 1: Globalmodelle, in: MittAB 3/1976, S. 363-386. [9] *Dhrymes, P. J.*: A Model of Short-run Labor-Adjustment, in: The Brookings Model: Some Further Results, Hrsg.: J. S. Duesenberry et al., Amsterdam, 1969, S. 111 – 149. [10] *Durbin, J.*: Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables, in: Econometrica, 1970, Vol. 38, S. 410-421.
- [11] *Fräser, D.A. S., Guttmann, J.*: Tolerance Regions, in: Annals of Mathematical Statistics, 1956, Vol. 27, S. 162-179.
- [12] *Freiburghaus, D., Schmid, G.*: Theorie der Segmentierung von Arbeitsmärkten. Darstellung und Kritik neuerer Ansätze mit besonderer Berücksichtigung arbeitsmarktpolitischer Konsequenzen, in: Leviathan, 1975, Heft 3, S. 417-448.
- [13] *Hooper, J. W., Zellner, A.*: The Error of Forecast for Multivariate Regression Models, in: Econometrica, 1961, Vol. 29, S. 544-555.
- [14] *Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung*: Ifo-Konjunkturtest. Sonderfragenergebnisse, München, 1970.
- [15] *Ireland, N.J. and Smyth, D.J.*: The Specification of Short-Run Employment Models, in: The Review of Economic Studies, 1970, Vol. 37, S. 281-285.
- [16] *Ireland, N.J., Briscoe, C., Smyth, D. J.*: Specification Bias and Short-run Returns to Labour: Some Evidence for the United Kingdom, in: The Review of Economics and Statistics, 1973, Vol. 55, S. 23 – 27.
- [17] *Killingsworth, M. R.*: A Critical Survey of „Neoclassical“ Models of Labour, in: Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics, 1970, Vol. 32, S. 133-165.
- [18] *Kühl, J.*: Bereitstellung und Besetzung von Arbeitsplätzen. Erste Ergebnisse einer Erhebung über Arbeitskräftebedarf, in: MittAB 4/1976, S. 414-449.
- [19] *Lüdeke, D.*: Strukturveränderungen des Investitionsverhaltens im Konjunkturverlauf, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 1974, Bd. 188, S. 289 – 319.
- [20] *Maddala, G. S., Rao, A. S.*: Tests for Serial Correlation in Regression Models with Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors, in: Econometrica, 1973, Vol. 41, S. 771 – 782.
- [21] *Mayer, T.*: Selecting Economic Models by Goodness of Fit, in: The Economic Journal, 1975, Vol. 85, S. 877 – 883.
- [22] *Nerb, G.*: Konjunkturprognose mit Hilfe von Urteilen und Erwartungen der Konsumenten und der Unternehmer, Berlin, 1975, insbes. S. 183 – 203.
- [23] *Pesaran, M. H.*: On the General Problem of Model Selection, in: The Review of Economic Studies, 1974, Vol. 61, S. 153 – 171.
- [24] *Poser, G.*: Theoretical Implications and Empirical Results of the Use of Anticipatory Data in a Macroeconomic Model, Arbeitspapier, vorgelegt anlässlich der CIRET-Konferenz 1975 in Stockholm.
- [25] *Riefers, R.*: Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen — ein Literaturüberblick, in: „Mitteilungen“, Hrsg.: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, 1969, H. 9, S. 698 – 712.
- [26] *Roberts, C. J.*: The Demand for Manpower: Employment Functions, in: Problems in Manpower Forecasting, Hrsg.: S. Wabe, London 1974, S. 197-237.
- [27] *Schneewiss, H.*: Ökonometrie, Würzburg-Wien 1971.
- [28] *Spitznagel, E.*: Ansätze zur Prognose konjunktureller Schwankungen der Nachfrage nach Arbeitskräften, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 1976, 7. Jahrg., Heft 2, S. 175 – 213.
- [29] *Tewes, T.*: Kurzfristige Prognosefunktionen für die Zahl der Beschäftigten in der Verarbeitenden Industrie und die Zahl der abhängig Erwerbstätigen in der Wirtschaft insgesamt, in: Die Weltwirtschaft, Halbjahresschrift des Instituts für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Hrsg.: H. Giersch, 1971, S. 203 – 220.
- [30] *Theil, H.*: Applied Economic Forecasting, Amsterdam 1966.
- [31] *Thomas, W., Friend, J.*: The Predictive Ability of Expectational Variables in Different Types of Econometric Models, Arbeitspapier, vorgelegt anlässlich der CIRET-Konferenz 1971 in Brüssel.
- [32] *Tinsley, P. A.*: A Variable Adjustment Model of Labor Demand, in: International Economic Review, 1971, Vol. 12, S. 482 – 510.
- [33] *Welsch, R. E., Kuh, E.*: The Variances of Regression Coefficient Estimates Using Aggregate Data, in: Econometrica, 1976, Vol. 44, S. 353-363.
- [34] *Wickens, M. R.*: Towards a Theory of the Labour Market, in: Economica, 1974, Vol. 41, S. 278 – 294.