

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Hansjörg Lehner, Joachim Möller

Eine Stabilitätsuntersuchung kurzfristiger
Beschäftigungsfunktionen mit Hilfe von switching
regressions

14. Jg./1981

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 Büttler, 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>

Eine Stabilitätsuntersuchung kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen mit Hilfe von switching regressions

Hansjörg Lehner, Joachim Möller*)

Der vorliegende Aufsatz stellt zunächst die Technik der switching regressions vor. Bei diesem ökonomischen Verfahren wird im Gegensatz zur herkömmlichen Regressions-Methode getestet, ob die Daten für den gesamten Beobachtungszeitraum durch ein einheitliches Modell erklärt werden können oder ob ein Strukturwechsel anzunehmen ist. Der Strukturwechsellpunkt wird endogen geschätzt. Die switching-regressions-Methode kann entweder zur Untersuchung eines Trendbruchs in einer ökonomischen Beziehung dienen oder die zyklische Stabilität der untersuchten Relation überprüfen. Die dazugehörigen Tests werden vorgestellt und diskutiert.

Im Anwendungsteil des Aufsatzes werden die vorgestellten Verfahren am Beispiel kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen demonstriert. In einer thematisch ähnlichen IAB-Studie hatte Spitznagel (1977) für eine Brechling-Schätzgleichung eine Zäsur im Jahr 1967 ad-hoc gesetzt und eine Zunahme der Hortungsintensität im zeitlich späteren Beobachtungsabschnitt gefunden.

Obwohl die auf der Grundlage von switching regressions ermittelten Strukturwechsellpunkte ebenfalls im Bereich der Rezession von 1966/67 liegen, widersprechen unsere Resultate wichtigen Teilergebnissen der genannten Studie und relativieren deren Tendenzaussagen über die Zunahme des Hortungsverhaltens im Zeitablauf. Eine genauere Analyse zeigt, daß die Strukturparameter der geschätzten Beschäftigungsfunktion in Abhängigkeit von der Arbeitsmarktspannung variieren. In Überschußangebots-Situationen reagiert die Beschäftigungsmenge sensibler, teilweise überproportional auf Produktionsimpulse, obwohl die realisierte Anpassungsgeschwindigkeit – möglicherweise aufgrund von institutionellen Faktoren – in solchen Phasen geringer als im Durchschnitt ist. Insgesamt nimmt nach unseren Ergebnissen die Koppelung zwischen Beschäftigungs- und Produktionsentwicklung bei Arbeitsmarktschwäche zu.

Gliederung

1. Einleitung
2. Die Methode der switching regressions
 - 2.1 Das Grundmodell
 - 2.2 Switch-Verfahren mit Steuer-variablen
 - 2.3 Erweiterungen
 - 2.4 Tests auf Strukturänderungen
3. Ein Ansatz zur Schätzung kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen
 - 3.1 Die Brechling-Spezifikation
 - 3.2 Zur Interpretation der Strukturparameter des Modells
4. Anwendungen von switching regressions auf das Brechling-Modell
 - 4.1 Untersuchung der Trendstabilität kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen
 - 4.2 Untersuchung der konjunkturellen Stabilität kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen

Literaturverzeichnis

1. Einleitung

Eine der entscheidenden Grundannahmen des gebräuchlichen linearen Regressionsmodells ist die Stabilität der Beziehung zwischen der zu erklärenden Variablen (Regressand) und den erklärenden Größen (Regressoren). Die Brauchbar-

keit der Schätzungen – sowohl für Diagnose- als auch für Prognosezwecke – hängt wesentlich von der Zuverlässigkeit dieser im allgemeinen ungeprüften Voraussetzung ab. Zudem werden in neuerer ökonomischer Theoriebildung – etwa im Rahmen der »Neuen Makroökonomie« – immer häufiger Modelle diskutiert, die gerade durch systematische Änderungen der funktionalen Abhängigkeiten zentraler Variablen gekennzeichnet sind.¹⁾ Das herkömmliche Regressionsverfahren ist für die empirische Überprüfung solcher Ansätze nicht mehr verwendbar. In den letzten 20 Jahren sind jedoch adäquate Schätztechniken, die unter dem Namen »switching regressions« in der ökonometrischen Literatur bekannt geworden sind, entwickelt worden.²⁾ Dabei werden die Daten nicht mehr wie im traditionellen linearen Regressionsmodell durch eine Relation verknüpft, sondern verschiedenen Teilmengen (Regimes) zugeordnet, für die jeweils eigene Beziehungen zwischen Regressand und Regressoren gelten.

Der Übergang zwischen den Regimes läßt sich durch zwei konträre Ansätze modellieren. Die eine Vorstellung – »natura non facit saltum« – geht von einem kontinuierlichen Übergang zwischen den Regimes aus, die andere von einem abrupten Wechsel. Oberflächlich betrachtet scheint die im ersten Ansatz postulierte organische Verknüpfung der Regimes die attraktivere zu sein. Jedoch wird der vermeintliche Vorteil durch eine zunehmende Beliebigkeit der Schätzungen erkaufte. So müssen etwa bei Spline-Ansätzen³⁾ Funktionstyp und bestimmte Parameter mehr oder weniger willkürlich ausgewählt werden. Bei anderen Verfahren⁴⁾, in denen die Schätzparameter selbst variabel gemacht werden, kommen zusätzliche funktionale Beziehungen – die spezifiziert werden müssen – in den Schätzansatz mit hinein. Für die Modelle mit kontinuierlichem Übergang besteht somit – auch wenn sie nach dem Kriterium »goodness of fit« möglicherweise überlegen sind – grundsätzlich die Gefahr, daß die Schätzbeziehungen undurchsichtig werden. Der Intuition und Intention des Ökonometrikers wird ein großer Raum geöffnet, und die Interpretierbarkeit des Ansatzes bleibt auf der Strecke. Dagegen haben die Modelle mit sprunghaftem Regimewechsel un-

*) Hansjörg Lehner und Joachim Möller sind wissenschaftliche Mitarbeiter an der Universität Konstanz. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. ¹⁾ Vgl. etwa Barro, Grossman (1976), Malinvaud (1977).

²⁾ Eine frühe Arbeit zur switching-regressions-Methode stammt von Quandt (1958). Weiterentwicklungen und Verallgemeinerungen der Technik finden sich bei Quandt (1960), Fair, Kelejian (1972), Fair, Jaffee (1972), Goldfeld, Quandt (1972, 1973, 1976).

³⁾ Für einen Überblick zu »Spline«-Ansätzen siehe etwa Smith (1979).

⁴⁾ Hierzu etwa Kaiman (1963).

ter Ausblendung des konkreten Übergangsprozesses den Vorteil, daß für die einzelnen voneinander geschiedenen Zustände das bekannte Interpretationsschema des linearen Regressionsmodells Anwendung finden kann.

Wir beschränken uns auf den zweiten Ansatz. Im folgenden wird zunächst die adäquate Schätztechnik vorgestellt und die Problematik des Testens auf Strukturbruch diskutiert. Die Verfahren werden dann am Beispiel kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen demonstriert.

3. Die Methode der switching regressions

2.1 Das Grundmodell

Ausgangspunkt ist ein lineares Regressionsmodell der Form

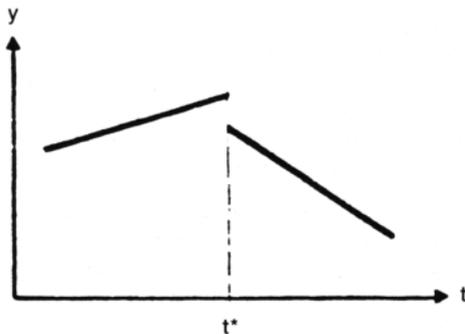
$$(1.A) \quad y_t = \sum_{j=1}^{k_1} \beta_{1j} x_{jt} + u_{1t} \quad \text{für } 1 < t \leq t^*$$

$$(1.B) \quad y_t = \sum_{j=1}^{k_2} \beta_{2j} x_{jt} + u_{2t} \quad \text{für } t^* < t \leq T$$

mit y_t : Beobachtung der abhängigen Variable im Zeitpunkt t
 x_{jt} : Beobachtung des j -ten Regressors in t
 β_{ij} : Schätzkoeffizient für den j -ten Regressor in Regime i
 u_{it} : stochastische Störung in t
 T : Anzahl der Beobachtungen
 k_i : Anzahl der Regressoren in Regime i
 t^* : Switch-Punkt

Für alle Zeitpunkte bis einschließlich t^* (Switch-Punkt) gilt die Beziehung (1.A), für alle Beobachtungen nach t^* die Beziehung (1.B). Der Sachverhalt ist in Abbildung 1 veranschaulicht.

Abbildung 1: Switch-Modell mit einem Strukturwechsel



Das Modell ist so allgemein, daß die erklärenden Variablen x_j nicht in beiden Regimes identisch sein müssen. In denjenigen Fällen, in denen die gleichen Regressoren in beiden Regimes auftreten, spiegelt sich der Strukturwechsel in unterschiedlichen Schätzparametern wider.

⁵⁾ Siehe hierfür z. B. Schönfeld (1969), S. 54 ff.

⁶⁾ $L(t)$ ist eine diskrete Funktion, die nur an den Stellen $t = k_1 + 1, \dots, t^*, \dots, T - k_2 - 1$ erklärt ist. Eine analytische Maximierung durch Nullsetzung der Ableitung scheidet damit aus. Quandt (1958) empfiehlt unter Hinweis auf numerische Beispiele, in denen oft starke relative Maxima auftraten, die Funktion sukzessive durchzurechnen, um das globale Maximum nicht zu verfehlen.

⁷⁾ Als Beispiel hierfür können etwa Streikdaten in Lohngleichungen angeführt werden.

Jede Einzelbeziehung (1.A) und (1.B) erfülle für sich genommen die Annahmen des klassischen Regressionsmodells⁵⁾. Insbesondere gelte:

$$E(u_i) = 0, \quad \text{Var}(u_i) = \sigma_i^2$$

Die Likelihood-Funktion für dieses Modell läßt sich dann explizit schreiben

$$L(t) = \frac{\exp(-QSR1/2\sigma_1^2 - QSR2/2\sigma_2^2)}{(2\pi)^{T/2} \cdot \sigma_1^{k_1} \cdot \sigma_2^{k_2}}$$

mit QSR_i als den aufsummierten Abweichungsquadraten für das Regime i .

Durch Einsetzen der Likelihood-Schätzer in diesen Ausdruck erhalten wir die teilmaximierte Likelihood-Funktion

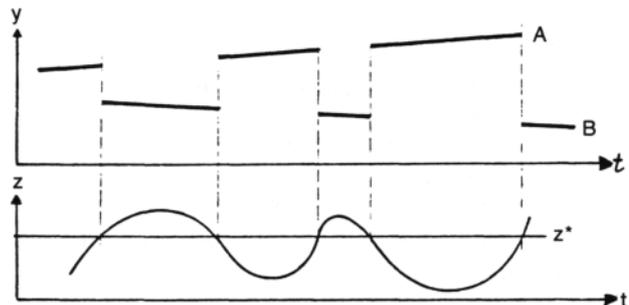
$$L(t) = (2\pi \cdot e)^{-T/2} \cdot \hat{\sigma}_1^{-k_1} \hat{\sigma}_2^{-k_2}$$

Dieser Ausdruck hängt nur noch vom Zeitpunkt t ab. Als Switch-Punkt t^* wird dasjenige t gewählt, für das die Likelihood-Funktion maximal wird.⁶⁾

2.2 Switch-Verfahren mit Steuervariablen

Eine Regime-Einteilung kann auch danach vorgenommen werden, ob eine exogene Variable z kleiner/gleich oder größer als ein endogen zu bestimmender Wert z^* ist. Da die Variable z in dieser wichtigen Variante des Switch-Modells die Regimezuordnung steuert, nennen wir sie »Steuervariable«.

Abbildung 2: Regimewechsel im Steuervariablen-Modell



Die Abbildung 2 veranschaulicht die Abhängigkeit der jeweils gültigen Struktur von der Größe der Steuervariable in t . Das Verfahren ist keineswegs identisch mit der Möglichkeit, die Variable z als Regressor mit in die Schätzgleichung aufzunehmen. Im Gegensatz dazu wird von der Steuervariable hier nur die ordinale Information ausgewertet.

Aus zwei Gründen ist das Steuervariablen-Verfahren von einiger praktischer Bedeutung:

- oft ist es unerwünscht, eine modelltheoretisch fundierte Schätzgleichung durch eine zusätzliche Variable zu verändern, auch wenn von dieser Variablen ein starker Erklärungsbeitrag zu erwarten ist. Im Steuervariable-Verfahren kann die ordinale Information der Größe ausgenutzt werden, ohne daß die Schätzgleichung verändert zu werden braucht;
- es gibt Fälle, in denen die Aufnahme einer Variable in einen Schätzansatz wegen ihres stark inhomogenen Verlaufs zu keinem signifikanten Einfluß führt, obwohl sie einen Erklärungswert besitzt⁷⁾. Auch hierbei bietet es sich an, diese Größe als Steuervariable zu verwenden.

Das Steuervariablen-Verfahren ist nichts anderes als eine einfache Modifikation des Grundmodells, bei der die kontinuierlich aufsteigende Steuervariable »Zeit« durch eine andere, nicht monoton verlaufende Variable ersetzt wird. Technisch ist das Schätzproblem lösbar, indem sämtliche Beobachtun-

gen der im betreffenden Regressionsmodell eingeschlossenen Variablen in ihrem zeitlichen Verlauf nach aufsteigenden Werten der Steuervariable umgestellt werden. Danach kann das im Grundmodell beschriebene Schätzverfahren analog angewendet werden.⁸⁾

Es muß allerdings beachtet werden, daß der bekannte Durbin-Watson-Test nur noch als Hinweis auf Fehlspezifikation des Ansatzes herangezogen werden kann, jedoch keine Aussage mehr über die autokorrelative Struktur der Residuen in der Zeit erlaubt.⁹⁾

2.3 Erweiterungen

Neben den bisher betrachteten Modellen, in denen die Regime-Einteilung deterministisch erfolgte, kann man sich die Zuordnung der Daten zu verschiedenen Strukturen auch stochastisch gesteuert vorstellen. Die Zugehörigkeit der Beobachtungen zu einem Regime läßt sich dann in jedem Zeitpunkt durch eine Wahrscheinlichkeit angeben. In einem solchen Modell wären allerdings mehr Parameter zu schätzen als Beobachtungen vorhanden sind. Das Problem wird dadurch umgangen, daß die Verteilung der Wahrscheinlichkeiten für die Regimezuordnung durch eine kumulierte Dichte-Funktion approximiert wird. Anstelle der großen Zahl von Wahrscheinlichkeiten müssen dann nur noch die Parameter dieser Funktion im Switch-Ansatz mitgeschätzt werden.¹⁰⁾

Eine wichtige Erweiterung sind Schätzansätze, bei denen mehr als zwei Regimes unterschieden werden. Solche Modelle erfordern jedoch einen hohen Rechenaufwand, wenn die Likelihood-Funktion für alle möglichen Regimeeinteilungen bestimmt werden soll.

Schließlich ergeben sich Modifikationen des Switch-Verfahrens auch dann, wenn gewisse Verletzungen der Grundannahmen des herkömmlichen Linearmodells behoben werden sollen (z. B. etwa durch Bereinigung von Autokorrelation).

2.4 Tests auf Strukturänderung

Eine gebräuchliche Art, die Nullhypothese »Stabilität der geschätzten Beziehung im gesamten Beobachtungszeitraum« zu überprüfen, geht auf einen Test von Chow (1960) zurück. Es seien QSR1 und QSR2 die Quadratsummen der geschätzten Residuen für die Regimes 1 und 2 und QSR die entsprechende

Größe für den gesamten Beobachtungszeitraum. Dann ist der Ausdruck

$$F = \frac{(QSR - QSR1 - QSR2) / k}{(QSR1 + QSR2) / (T - 2k)}$$

k: Anzahl der Regressoren
T: Anzahl der Beobachtungen

F-verteilt mit k und T-2k Freiheitsgraden.

In seiner ursprünglichen Intention prüft dieser Test die Hypothese, daß einzelne oder alle Koeffizienten zweier Regressionsmodelle übereinstimmen. Der Fragestellung im Switch-Modell ist der Chow-Test jedoch nicht vollständig angemessen. »Stabilität der Relation« bedeutet Gleichheit aller Parameter in beiden Regimes, einschließlich der Varianzen. Der Chow-Test leistet nur die Überprüfung der Koeffizienten-Gleichheit ($\beta_{1j} = \beta_{2j}$, $j = 1, \dots, k$), nicht jedoch der Homoskedastie in beiden Regimes ($\sigma_1 = \sigma_2$). Damit wird ein Teil der zusammengesetzten Ausgangshypothese vernachlässigt.¹¹⁾

Dies allein wäre für die empirische Anwendung meist nicht sehr problematisch, da in vielen Fällen nur die Schätzer für die Regressoren bei der Interpretation der Ergebnisse herangezogen werden. Nun ist aber von verschiedenen Autoren gezeigt worden, daß der Chow-Test die Varianzgleichheit nicht nur nicht testet, sondern als eine zentrale Bedingung für seine Anwendbarkeit sogar voraussetzt.¹²⁾

Aus diesen Gründen halten wir den Chow-Test, was seine Anwendung im Switch-Modell betrifft, für schlecht geeignet. Stattdessen wählen wir den Likelihood-Ratio-Test, der den Vorteil besitzt, die vollständige Nullhypothese zu prüfen. Allgemein ist hierbei der Testwert der Quotient aus maximalem Likelihood-Wert eines »restringierten« Modells (L_r) und dem maximalen Likelihood-Wert des »unrestringierten« Modells (L_u)

$$\lambda = \frac{L_r}{L_u} \quad \text{wobei } 0 \leq \lambda \leq 1 \text{ gilt}$$

Der Ausdruck $(-2 \ln \lambda)$ ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit r Freiheitsgraden. Dabei entspricht r der Anzahl der Beschränkungen, die dem restringierten Modell gegenüber dem unrestringierten auferlegt sind.¹³⁾

Der spezielle Testwert für ein Switch-Modell mit zwei Regimes lautet dann

$$\lambda = \frac{\hat{\sigma}_1^2 \cdot \hat{\sigma}_2^{T-\hat{t}}}{\hat{\sigma}^T}$$

Obwohl der Likelihood-Ratio-Testwert mit Hilfe dieser Beziehung ähnlich einfach wie der Chow-Testwert ermittelt werden kann, ist er jedoch im Zusammenhang mit Switch-Modellen bisher wenig angewandt worden. Dies ist darauf zurückzuführen, daß lange Zeit Unklarheit über die Testwert-Verteilung von $(-2 \ln \lambda)$ im Switch-Modell bestanden hat. Quandt (1960) hatte in einer Simulationsstudie nachgewiesen, daß der Testwert im Switch-Modell keiner χ^2 -Verteilung folgt. Es kann jedoch gezeigt werden, daß diese Untersuchung einen gedanklichen Fehler enthält. Bei der Switch-Prozedur wird für alle möglichen Strukturwechsellpunkte ($t = k+1, \dots, t^*, \dots, T-k-1$) der maximale Likelihood-Wert bestimmt und dann aus diesen Werten das maximum ausgewählt. Für die entsprechend konstruierte Testgröße gilt nun nicht mehr die unmodifizierte χ^2 -Ver-

⁸⁾ Eine Komplikation ergibt sich nur dann, wenn die Steuervariable mehrere gleiche Werte enthält und die Likelihood-Funktion an dieser Stelle mehrdeutig wird. Mit Hilfe geeigneter kombinatorischer Ansätze lassen sich jedoch auch hier Schätzer und die entsprechende Regimeeinteilung bestimmen.

⁹⁾ Falls die entstehenden Regimes einen ausreichenden Umfang besitzen, kann jedoch die herkömmliche Durbin-Watson-Statistik auch stückweise berechnet werden. Zumindest für die entsprechenden Segmente ist dann eine Überprüfung der autokorrelativen Struktur der Residuen in der Zeit möglich.

¹⁰⁾ Siehe zu diesem Verfahren Goldfeld, Quandt (1973).

¹¹⁾ Auch die Möglichkeit, einen F-Test auf Homoskedastie dem Chow-Test vorzuschalten, ist problematisch, weil dabei das faktische α -Niveau nicht mehr angegeben werden kann.

¹²⁾ Darauf hat Toyoda (1974) aufmerksam gemacht, dessen quantitative Ergebnisse jedoch von Jayatissa (1977) als zu pessimistisch ausgewiesen wurden. Schmidt, Sickles (1977) berücksichtigen in ihrer umfassenden Simulationsstudie neben der Heteroskedastie auch die Einflüsse einer unterschiedlichen Zahl von Beobachtungen in beiden Regimes. Sie finden gravierende Verzerrungen des faktischen Signifikanzniveaus nach beiden Richtungen.

¹³⁾ Die Zahl der Restriktionen errechnet sich aus der Anzahl der Regressoren plus 1 (wegen der zusätzlichen Restriktion $\sigma_1 = \sigma_2$).

teilung. Wenn das Auftreten eines bestimmten Testwertes die Wahrscheinlichkeit

$$P(-2 \ln \lambda_1 \leq x) = F(x)$$

besitzt, dann ist die entsprechende Wahrscheinlichkeit für einen Testwert, der als maximaler aus einer Reihe von m Werten ausgewählt wird, nur noch

$$P(-2 \ln \lambda_1 \leq x) = F(x)^m$$

sofern die Testwerte an den m verschiedenen Stellen voneinander unabhängig sind. Aufgrund dieser Überlegung läßt sich dann leicht die korrekte theoretische Verteilung berechnen.¹⁴⁾

In einem Simulationsversuch wurde überprüft, inwieweit die empirischen Testgrößen von Switch-Modellen der so ermittelten theoretischen Verteilung genügen.¹⁵⁾ Ein χ^2 -Anpassungstest fiel negativ aus, was wegen der Verletzung der Unabhängigkeitsannahme zu erwarten war. Die theoretische Verteilung verläuft jedoch – im für den Test relevanten Bereich – stets rechts von den ermittelten empirischen Verteilungen. Bei der Anwendung des Likelihood-Tests kann also bei Überschreitung der kritischen Größe durch den Testwert die H_0 -Hypothese (Strukturgleichheit) *mindestens* auf dem α -Niveau zurückgewiesen werden. Wir haben damit ein Verfahren zur Verfügung, das die Strukturbruch-Annahme *konservativ* testet.

3. Ein Ansatz zur Schätzung kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen

3.1 Die Brechling-Spezifikation

Ein besonders häufig für empirische Untersuchungen der Arbeitsnachfrage verwendetes Modell stammt von Brechling, O'Brien (1967). Übersichten über alternative Spezifikationen von kurzfristigen Beschäftigungsfunktionen¹⁶⁾ zeigen, daß dieser Ansatz – auch im Vergleich mit komplizierteren Modellen – die beobachtete Beschäftigung *ex post* gut zu erklären vermag. Falsche Vorzeichen oder unplausible Werte der Schätzparameter treten hierbei relativ selten auf. Weil Brechling-Funktionen bereits auch für frühere empirische Untersuchungen der Verarbeitenden Industrie der Bundesrepublik zugrunde gelegt wurden, haben wir diesen Ansatz ausgewählt. Zunächst soll das Modell, das ausführlicher an anderer Stelle¹⁷⁾ dargestellt wurde, kurz skizziert werden. Die Elemente des Brechling-Ansatzes sind:

a) eine Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ mit exogenem Kapitaleinsatz:

$$(1) \quad Y = C_1 e^{rt} (EH)^\alpha$$

¹⁴⁾ Der kritische Wert für den Likelihood-Test im Switch-Modell ergibt sich durch Auflösung von

$$[F(x_{\text{krit.}})]^m = 1 - \alpha$$

wobei $F(x)$ die kumulierte Dichte der χ^2 -Verteilung, m die Anzahl der möglichen Strukturwechsellpunkte und α das Signifikanzniveau bezeichnen.

¹⁵⁾ Für Details siehe *Lehner* (1979).

¹⁶⁾ *Killingsworth* (1970), *Briscoe*, *Peel* (1975).

¹⁷⁾ Siehe etwa *Brechling*, *O'Brien* (1967) oder *Spitznagel* (1976, 1977).

¹⁸⁾ Siehe z. B. *Blankart* (1973).

mit Y: Produktion
E: Beschäftigte
H: Arbeitszeit
t: Zeit
r: Rate des exogenen Fortschritts
 α : Produktionselastizität der Beschäftigung
 C_1 : eine Konstante

b) eine parabolische Lohnkostenfunktion, deren kostenminimaler Punkt bei der Normalarbeitszeit H^* liegt;

c) ein Beschäftigungsanpassungsprozeß, der der Existenz von Anpassungskosten Rechnung tragen soll und die Form eines Koyck-Prozesses hat:

$$(2) \quad E_t/E_{t-1} = (E_t^*/E_{t-1})^\lambda; \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

Hierbei ist E_t^* der kostenminimale Beschäftigtenstand, den das Unternehmen im Zeitpunkt t anstrebt, E_{t-1} die Beschäftigung der Vorperiode und λ die Anpassungsgeschwindigkeit.

Wenn die Produktionsfunktion (1) nach der Zahl der Beschäftigten E aufgelöst wird und für H die kostenminimale Arbeitszeit H^* eingesetzt wird, dann folgt für die gewünschte Belegschaftsstärke E^*

$$(3) \quad E^* = H^{*-1} [C_1^{-1} e^{-rt} Y]^{1/\alpha}$$

Die Kombination von (2) und (3) führt nach logarithmischer Transformation zu der Schätzgleichung

$$(4) \quad \ln E = b_0 + b_1 \ln Y + b_2 \ln E_{t-1} + b_3 t + u$$

u bezeichnet den stochastischen Störterm.

Hierbei hängen die Schätzkoeffizienten mit den Modellparametern wie folgt zusammen:

$$(5) \quad \begin{aligned} b_0 &= -\lambda \ln H^* - \lambda/\alpha \ln C_1 \\ b_1 &= \lambda/\alpha \\ b_2 &= 1 - \lambda \\ b_3 &= -(r\lambda)/\alpha \end{aligned}$$

Für die Strukturkoeffizienten λ , α und r ergibt sich

$$(6) \quad \begin{aligned} \lambda &= 1 - b_2 \\ \alpha &= (1 - b_2)/b_1 \\ r &= -b_3/b_1 \end{aligned}$$

3.2 Zur Interpretation der Strukturparameter des Modells

Die Anpassungsgeschwindigkeit λ , die Produktionselastizität α und die Rate des exogenen technischen Fortschritts r werden als Parameter interpretiert, die die Anpassungsentscheidungen der Unternehmen in bezug auf die Beschäftigung charakterisieren.

Der Strukturparameter r reflektiert die Freisetzungseffekte einer kapitalintensiveren Produktion und den sog. ungebundenen technischen Fortschritt, der ebenfalls zur Einsparung von Arbeitskräften führt (»Rationalisierung«). Die Schätzer für die Größe A werden als ein Maß für die Geschwindigkeit angesehen, mit der die Unternehmen die Beschäftigung bei gegebener Produktion und Technologie an den kostenminimalen Stand anpassen. Einige Autoren betrachten die Anpassungsgeschwindigkeit gleichzeitig als einen inversen Indikator des »Arbeitshortens«.¹⁸⁾ Eine niedrige Anpassungsgeschwindigkeit bedeutet in dieser Sicht, daß die Unternehmen kurzfristige Abweichungen vom kostenminimalen Beleg-

schaftsstand in Kauf nehmen, um ihre Beschäftigungsentcheidungen zu verstetigen.

Für die Begründung eines solchen Verhaltens wird etwa auf die Theorie »impliziter Kontrakte« verwiesen¹⁹⁾, in der angenommen wird, daß die Unternehmen der Risikoaversion der Arbeitnehmer entgegenkommen und eine Arbeitsplatzgarantie zum impliziten Bestandteil von Arbeitsverträgen machen. Es kann aber auch einfach durch das Argument der Vermeidung von Such-, Einarbeitungs- und Entlassungskosten begründet werden.

Der Strukturparameter α ist die Elastizität der Produktion in bezug auf das eingesetzte Beschäftigungsvolumen $L = E \cdot H$.²⁰⁾ Diese Größe spiegelt teils technische Bedingungen der Produktion, teils spezifisches Anpassungsverhalten der Unternehmen wider.

Bei Invertierbarkeit der Produktionsfunktion ist der reziproke Wert $1/\alpha$ die Elastizität der Beschäftigung in bezug auf die Produktion $\varepsilon_{E,Y}$. Auch dieser Parameter ist mit Arbeitshorten in Verbindung gebracht worden.²¹⁾ Ein arbeitshortendes Unternehmen – so wird unterstellt – verzichtet in einer Rezession auf einen der Produktionsentwicklung adäquaten Beschäftigungsabbau und bildet stattdessen Produktivitätsreserven, die in einem Wiederaufschwung remobilisiert werden können. Dies ist die »Pufferstock-Vorstellung«, die auf einen Aufsatz von Kuh (1965) zurückgeht. Damit ist impliziert, daß Teile der Belegschaft vor den Risiken einer schwankenden Produktion abgeschirmt werden.

Ein hoher Wert für die Produktionselastizität entspricht einer hohen Hortungsintensität $\varepsilon_{Y,E}$. Der Parameter α ist demnach ein *direkter* Indikator für Arbeitshorten.

Beide Konzepte, sowohl der Strukturparameter α als auch die Anpassungsgeschwindigkeit λ scheinen als Maße für die Hortungsintensität plausibel. Eine gleichzeitige Verwendung beider Maße als Hortungsindikatoren im Brechling-Ansatz führt jedoch auf einen Widerspruch.

Die Schätzer für die Produktionselastizität α und die Anpassungsgeschwindigkeit λ hängen aufgrund ihrer Konstruktion *positiv* zusammen, obwohl die erste Größe ein *direkter*, die zweite ein *inverser* Hortungsindikator sein sollte. Dieser Widerspruch ist aufgrund folgender Überlegung zu lösen: Die Anpassung der Beschäftigung in bezug auf Produktionsschwankungen läßt sich in zwei simultan verlaufende Anpassungsprozesse zerlegt denken:

– es findet eine Anpassung des aktuellen Beschäftigtenbestands E an dessen kostenminimale Größe E^* statt;

– gleichzeitig wird die optimale Bestandsgröße E^* in Entsprechung zu den unterschiedlichen Produktionsniveaus verändert.

Die Kombination dieser Anpassungsprozesse, in Elastizitäten dargestellt, lautet

$$\varepsilon_{E,Y} = \varepsilon_{E,E^*} \cdot \varepsilon_{E^*,Y}$$

¹⁹⁾ Vgl. etwa Barro (1977).

²⁰⁾ Da die Arbeitszeit im betrachteten Brechling-Ansatz invariant ist, stellt α ebenfalls die Elastizität der Produktion in bezug auf die beschäftigten Personen dar:

$$\alpha = \varepsilon_{Y,L} = \varepsilon_{Y,E}$$

Diese Größe beschreibt also die prozentuale Änderung der Produktion bei einer 1%igen Änderung der Beschäftigung E bzw. des Beschäftigungsvolumens L .

²¹⁾ Spitznagel (1977).

²²⁾ Spitznagel 1977, S. 175.

²³⁾ Spitznagel 1977, S. 177.

oder in Modellgrößen formuliert

$$b_Y = \lambda \cdot \frac{1}{\alpha}$$

Die Elastizität $\varepsilon_{E,Y}$ beschreibt den vollständigen Zusammenhang zwischen Beschäftigungs- und Produktionsveränderungen. Dieser Parameter ist also heranzuziehen, wenn die in letzter Zeit häufig unter dem Titel »Entkoppelung« diskutierten Effekte gemessen werden sollen. Horten von Arbeitskräften läßt sich dann als einen nur das Unternehmenverhalten betreffenden Unterfall des allgemeinen Entkoppelungs-Begriffs – der auf verhaltensmäßige *und* technische Faktoren rekurriert – verstehen. Für eine genauere Analyse sind aber auch die Komponenten, aus denen sich $\varepsilon_{E,Y}$ multiplikativ zusammensetzt, von Interesse.

4. Anwendungen von switching regressions auf das Brechling-Modell

4.1 Untersuchung der Trendstabilität kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen

Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen vom Brechling-Typ sind von verschiedenen Autoren für das Produzierende Gewerbe der Bundesrepublik geschätzt worden. Wir beziehen uns hier jedoch nur auf die detaillierten Untersuchungen Spitznagels für die Hauptgruppen der Verarbeitenden Industrie, da dort bereits die Frage des Strukturwechsels angesprochen wird.

Spitznagel (1977) untersucht die zeitliche Stabilität der geschätzten Parameter. Als mögliche Zäsuren der wirtschaftlichen Entwicklung, von denen angenommen wurde, daß sie sich auch in einer Veränderung des Arbeitsnachfrageverhaltens der Unternehmen niedergeschlagen haben, wurden das II. Quartal 1967 sowie das III. Quartal 1973 gesetzt. Der erste Einschnitt ist als Endpunkt einer »... Phase der Konsolidierung des Wachstumstempos, die in den Jahren 1966/67 durch die erste ernste Wachstumsstörung abgeschlossen wurde«²²⁾ gekennzeichnet, während der zweite den Beginn der bisher schärfsten Rezession der Nachkriegszeit markiert.

Durch diese ad hoc gesetzten Strukturwechsellpunkte entstehen folgende Abschnitte des gesamten Beobachtungszeit-

Z_I: II. Quartal 1960 bis II. Quartal 1967

Z_{II}: III. Quartal 1967 bis II. Quartal 1975

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

Z_{IV}: IV. Quartal 1973 bis II. Quartal 1975

Spitznagel führte für diese Phasen separate Regressionsschätzungen durch. Mit Hilfe des Chow-Tests wurde dann die H_0 -Hypothese »Koeffizientengleichheit« zunächst zwischen Z_I und Z_{II} , dann zwischen Z_{III} und Z_{IV} überprüft.

Im ersten Fall findet der Autor sowohl in der Verarbeitenden Industrie insgesamt als auch in ihren Hauptgruppen einen signifikanten Strukturbruch. Im zweiten Fall hingegen überschreitet der ermittelte Testwert in keinem Sektor die kritische Größe, so daß die Ausgangshypothese nicht zurückgewiesen werden kann. Spitznagel folgert: »Wir können somit davon ausgehen, daß im Zeitraum Z_{II} eine einheitliche Verhaltensstruktur vorliegt.«²³⁾

Den ermittelten Strukturbruch im II. Quartal 1967 führt der Autor hauptsächlich auf den Strukturparameter α , also die Produktionselastizität der Arbeit, zurück. Ein behelfsmäßig durchgeführter t-Test, der die Unterschiedlichkeit der Struk-

turparameter in Z_I und Z_{II} prüfen soll, ist für a , nicht jedoch für A und r signifikant. Aus diesem Ergebnis folgert er:

»Der Arbeitseinsatz wurde demnach in den Jahren nach 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.«²⁴⁾

Die Untersuchungen von Spitznagel unterscheiden sich von anderen Ansätzen durch die explizite Berücksichtigung möglicher Strukturwechsel. Nach unserem Erachten bleibt jedoch die Ad-hoc-Setzung der Zäsuren unbefriedigend. In einer Überprüfung stellt sich heraus, daß nach dem Kriterium des Chow-Tests von 46 möglichen Switch-Punkten nicht weniger als 33 als signifikant ausgewiesen werden. Mit dem gleichen Recht, mit dem ein Strukturwechsellpunkt im II. Quartal 1967

angenommen wurde, hätte man auch 32 andere Zeitpunkte auswählen können.

Diese Beliebigkeit wird durch die endogene Bestimmung des Switch-Punktes vermieden. Die Nachschätzung eines identischen Brechling-Modells für den gleichen Beobachtungszeitraum 1960,II bis 1975,II ergab einen hochsignifikanten Likelihood-Ratio-Testwert für alle untersuchten Sektoren. Damit wird auch nach unserem Verfahren die Ausgangshypothese »Strukturgleichheit« zurückgewiesen.²⁵⁾ Die geschätzten Strukturwechsellpunkte konzentrieren sich auf zwei Zeitpunkte: sie liegen wie in der Verarbeitenden Industrie insgesamt sowie der Grundstoff- und Produktionsgüterindustrie (GRP) etwa am Beginn und für die Investitionsgüter-Industrie (INV), die Verbrauchsgüter-Industrie (VBR) sowie die Nahrungs- und Genussmittelindustrie (NAG) etwa am Ende der Rezession von 1966/67. Der von Spitznagel intuitiv gesetzte Strukturwechsel im II. Quartal 1967 verfehlt die mit der Switch-Methode ermittelten Zäsuren nur knapp.

In Tabelle 1 werden die nach unserer Regimeeinteilung berechneten Strukturparameter den bei Spitznagel ermittelten gegenübergestellt.

Tabelle 1: Vergleich der Schätzer der Strukturparameter bei exogener und endogener Bestimmung des Strukturwechsellpunktes, Zeitraum 1960/II – 1975/II

Sektor	Zeit- raum	Switch- punkt	L-R- Test- Wert	Koeffizient der log. Produktion \hat{b}_Y		Produktions- elastizität $\hat{\alpha}$		Anpassungs- geschwindigkeit $\hat{\lambda}$		langfristige Freisetzungsrates \hat{r}	
				I	II	I	II	I	II	I	II
VER	Reg. A	66/II	63.02**	0.229	0.175	0.512	1.280	0.117	0.225	1.354	1.187
	N = 25			(0.021)	(0.039)	(0.177)	(0.292)	(0.045)	(0.039)	(0.059)	(0.072)
	Reg. B			0.202	0.263	1.125	1.220	0.227	0.320	1.238	1.097
	N = 36			(0.028)	(0.021)	(0.123)	(0.094)	(0.046)	(0.037)	(0.076)	(0.034)
Total			0.234		1.192		0.279		1.124		
	N = 61			(0.021)		(0.106)		(0.035)		(0.021)	
GRP	Reg. A.	66/III	62.21**	0.201	0.162	0.242	1.224	0.049	0.199	1.759	1.615
	N = 26			(0.024)	(0.018)	(0.229)	(0.311)	(0.047)	(0.044)	(0.065)	(0.057)
	Reg. B			0.111	0.152	1.118	1.293	0.124	0.197	1.568	1.325
	N = 35			(0.017)	(0.018)	(0.275)	(0.238)	(0.040)	(0.043)	(0.116)	(0.064)
Total			0.136		1.203		0.164		1.564		
	N = 61			(0.017)		(0.252)		(0.036)		(0.038)	
INV	Reg. A	67/IV	57.31**	0.223	0.213	0.895	1.180	0.200	0.251	1.055	0.938
	N = 31			(0.026)	(0.027)	(0.210)	(0.157)	(0.057)	(0.041)	(0.114)	(0.077)
	Reg. B			0.204	0.188	1.293	1.489	0.264	0.279	0.991	1.057
	N = 30			(0.031)	(0.022)	(0.139)	(0.109)	(0.054)	(0.038)	(0.115)	(0.095)
Total			0.230		1.400		0.322		0.783		
	N = 61			(0.022)		(0.115)		(0.039)		(0.043)	
VBR	Reg. A	67/IV	84.35**	0.211	0.213	0.442	1.217	0.089	0.260	1.227	1.191
	N = 31			(0.018)	(0.022)	(0.266)	(0.176)	(0.059)	(0.047)	(0.039)	(0.044)
	Reg. B			0.204	0.169	1.002	1.117	0.205	0.189	1.465	1.678
	N = 30			(0.041)	(0.031)	(0.140)	(0.120)	(0.061)	(0.046)	(0.091)	(0.126)
Total			0.198		0.924		0.183		1.192		
	N = 61			(0.030)		(0.161)		(0.048)		(0.037)	
NAG	Reg. A	68/I	40.55**	0.094	0.130	1.471	1.527	0.138	0.199	1.552	1.403
	N = 32			(0.087)	(0.082)	(1.324)	(0.784)	(0.094)	(0.085)	(0.386)	(0.190)
	Reg. B			0.128	0.100	-0.104	-0.010	-0.013	-0.001	1.189	1.428
	N = 29			(0.063)	(0.059)	(0.618)	(0.690)	(0.074)	(0.068)	(0.139)	(0.314)
Total			0.209		1.043		0.218		1.158		
	N = 61			(0.045)		(0.223)		(0.061)		(0.036)	

I Schätzungen mit exogener Einteilung des Beobachtungs-Zeitraumes nach Spitznagel (1977); Strukturwechsellpunkt 67/II.

II Schätzungen mit Trennung des Beobachtungs-Zeitraumes durch den endogen bestimmten Strukturwechsellpunkt.

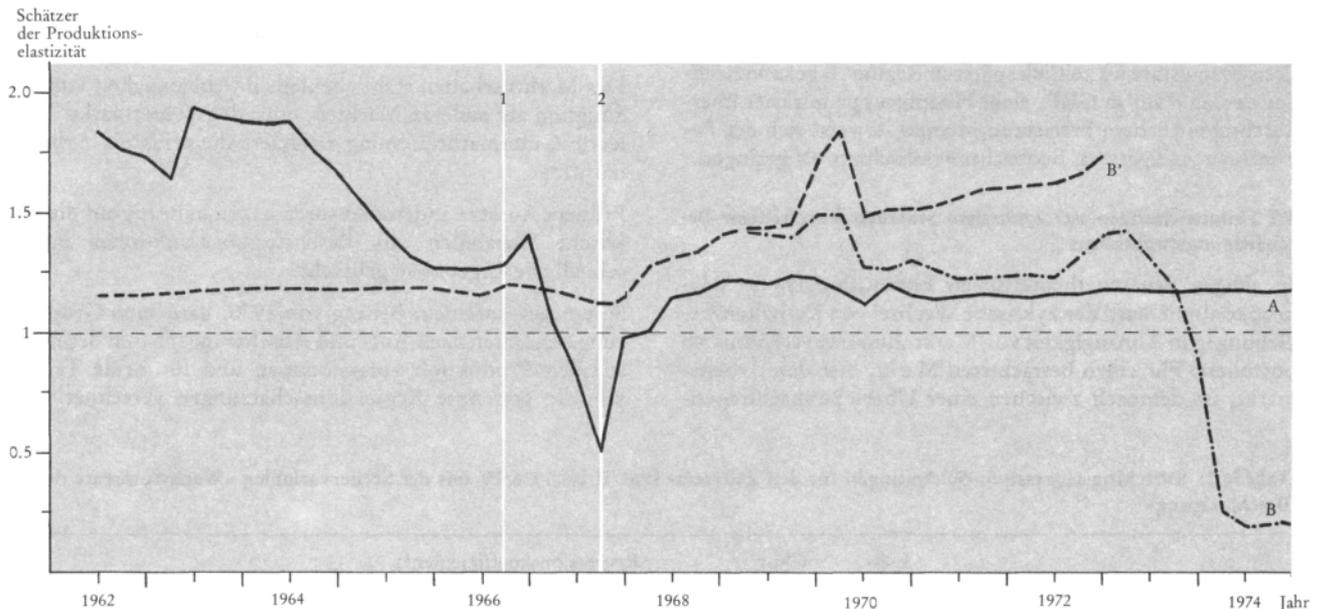
Unter den Schätzer der Strukturparameter stehen in Klammern die Standardfehler. Bei $\hat{\alpha}$ und \hat{r} sind diese näherungsweise berechnet.

** : Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

²⁴⁾ Spitznagel 1977, S. 178.

²⁵⁾ Grundlage der Schätzungen bilden Quartalsdaten, die aus der amtlichen Industrierichterstattung, Berechnungen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) sowie des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung erstellt wurden. Für die freundliche Überlassung der Daten sowie für wertvolle Hinweise danken wir Herrn Eugen Spitznagel am IAB.

Abbildung 3: Entwicklung der Schätzer für die Produktionselastizität bei variablem Strukturwechsellpunkt – Verarbeitende Industrie Gesamtzeitraum der Beobachtungen 1960, II bis 1976, IV



A: Schätzer für Regime A } Zeitraum 1960, II–1976, IV
 B: Schätzer für Regime B }
 B: Schätzer für Regime B, Zeitraum 1960, II–1975, II

1: Endogen geschätzter Strukturwechsellpunkt
 2: Ex-ante gesetzter Strukturwechsellpunkt bei Spitznagel (1977)

Obwohl die Strukturwechsellpunkte sich nur geringfügig unterscheiden, zeigen sich teilweise große Differenzen. Eine genauere Analyse ergab, daß sich die Abweichungen weder auf Daten- noch auf Rechenfehler zurückführen lassen, sondern als ein Indiz für mangelnde Robustheit der Schätzer bei kleinen Veränderungen des Regimeumfangs gewertet werden müssen. Um die zeitliche Variabilität der Schätzergebnisse besser beurteilen zu können, bestimmten wir die Strukturparameter des Modells für jeden möglichen Regimewechsellpunkt.

Eine entsprechende Reihe der geschätzten Produktionselastizität der Arbeit ist in Abbildung 3 beispielhaft für INV dargestellt.

Genau an der Stelle, an der in der Studie von Spitznagel die Zäsur angesetzt wurde, weisen die Schätzer für die Produktionselastizität einen tiefen Einschnitt auf. Die Annahme eines Strukturwechsels gerade an dieser Stelle ergibt u. E. ein verfälschtes Bild: das Verhältnis der Schätzer für Regime A und Regime B ist nicht typisch für den Gesamtzeitraum.

Obwohl die Schätzer der Produktionselastizität an konjunkturell exponierten Stellen nicht sehr stabil scheinen, läßt sich deren Entwicklung wie folgt charakterisieren:

In den 60er Jahren bis zum Beginn der Rezession von 1966/67 lag die Elastizität $E_{Y,E} = \alpha$ höher als im übrigen Beobachtungszeitraum. Die Größe fällt 1966/67 stark ab, steigt zwischenzeitlich an und sinkt dann wieder seit Anfang der 70er Jahre.

Die starke Veränderlichkeit eines zentralen Strukturparameters des betrachteten Modells steht offensichtlich im Zusammenhang mit konjunkturellen Schocks und kann als Indiz für das Vorliegen zyklischer Regimewechsel gewertet werden.

Das Switch-Modell, das einen einzigen Strukturwechsel im zeitlichen Ablauf postuliert, wäre einer solchen Situation nicht angemessen und die Parameterunterschiede in den beiden Regimes wenig aussagefähig. Besonders wenn ein Strukturwechsellpunkt in einen Bereich mit starker Instabilität der

Schätzer fällt, sind auch bei Verwendung der Switch-Analyse falsche Tendenzaussagen nicht ausgeschlossen. U. E. ist jedoch die Wahrscheinlichkeit hierfür geringer als bei einer Ad-hoc-Setzung des Strukturwechsellpunktes.

Wir werden dennoch – unter entsprechenden Vorbehalten – die Strukturparameter des Brechling-Modells diskutieren, die sich bei endogener Schätzung des Strukturwechsellpunktes ergeben.

Die Koppelung zwischen Produktionsentwicklung und Beschäftigung, widergespiegelt im Koeffizienten der log. Nettoproduktion, wird im Regime B (vor allem also im Zeitraum nach der Rezession 1966/67) für alle untersuchten Hauptgruppen schwächer.

Der Gesamteffekt setzt sich jedoch aus in den einzelnen Hauptgruppen keineswegs einheitlich veränderten Komponenten zusammen:

- in den Bereichen GRP und INV dominiert die Produktionselastizität die Veränderung der Anpassungsgeschwindigkeit, so daß die tendenzielle Entkoppelung in diesen Sektoren auf eine abnehmende Wichtigkeit der kurzfristigen Produktionsentwicklung für das von den Unternehmen angestrebte Beschäftigungsziel zurückzuführen ist;

- in den Hauptgruppen VBR und NAG ist das Gegenteil der Fall, da sich dem Schätzer für α zufolge die Beschäftigungsentscheidung im zeitlich späteren Regime eher stärker an der Produktion orientiert als im zeitlich früheren Regime A. Die angezeigte Entkoppelung muß hier durch eine verringerte Anpassungsgeschwindigkeit erklärt werden.

Die geschilderten Ergebnisse werden relativiert, wenn die Strukturparameter für das Aggregat betrachtet werden: für die Verarbeitende Industrie insgesamt – der Switchpunkt liegt hierfür bereits im II. Quartal 1966 – findet sich Evidenz eher für eine *verstärkte* Koppelung, wofür besonders die Erhöhung der Anpassungsgeschwindigkeit in Regime B verantwortlich ist.

Das Bild für den Strukturparameter Freisetzungsrates ist uneinheitlich: das Beschäftigungsverhalten in den drei Hauptgruppen, deren Switchpunkt auf das Ende der Rezession von 1966/67 geschätzt wird, scheint durch eine Erhöhung der Freisetzungsrates im zeitlich späteren Regime B gekennzeichnet zu sein. Nur in GRP, einer Hauptgruppe mit eher überdurchschnittlichem Freisetzungstempo, erweist sich der Parameter r im späteren Beobachtungsabschnitt als geringer.

4.2 Untersuchungen zur zyklischen Stabilität kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen

In einigen neueren theoretischen Entwicklungen der Makroökonomie wird der zyklische Wechsel von Verhaltensbeziehungen in Abhängigkeit von Markträumungsverhältnissen postuliert. Für einen betrachteten Markt, hier den Arbeitsmarkt, ist demnach zwischen einer Überschufnachfragesi-

tuation (Verkäufermarkt) und einer Überschufangebotsituation (Käufermarkt) zu unterscheiden. Je nach der vorherrschenden Marktverfassung gelten demnach unterschiedliche Strukturparameter von Beschäftigungsfunktionen.

Das Marktverhalten steht ebenfalls in Abhängigkeit von der Situation auf anderen Märkten, etwa dem Gütermarkt. Fehlende Gütermarkträumung reduziert die effektive Arbeitsnachfrage.

Frühere Ansätze anderer Autoren haben in bezug auf die zyklische Variabilität von Beschäftigungsfunktionen unterschiedliche Ergebnisse gebracht.

Spitznagel, in einem Beitrag von 1976, hatte eine Gruppierung der Daten nach Auf- und Abschwungsphasen der industriellen Produktion vorgenommen und für beide Teilschnitte getrennte Regressions-schätzungen gerechnet. Mit

Tabelle 2: Switching-regressions-Schätzungen für den Zeitraum 1961/II bis 1976/IV mit der Steuervariablen »Wachstumsrate der Beschäftigung«

Sektor	Zeitraum	Switch-Punkt	L-R-Test-Wert	Chow-Test-Wert	Regressionskoeffizienten ¹⁾				R ²	Sigma	Durbin-Test
					Abs	Y	E ₋₁	t			
VER	Reg. A N = 15	-2.32	43.80**	4.83**	0.813 (0.254)	0.175 (0.015)	0.805 (0.020)	-0.184 (0.017)	0.996	0.0024	-0.367
	Reg. B N = 48				1.556 (0.354)	0.184 (0.031)	0.752 (0.038)	-0.206 (0.035)	0.977	0.0051	1.468
	Total N = 63				1.140 (0.306)	0.220 (0.020)	0.748 (0.029)	-0.251 (0.022)	0.981	0.0056	1.249
GRP	Reg. A N = 16	-2.47	52.13**	6.64**	1.105 (0.308)	0.124 (0.013)	0.821 (0.026)	-0.124 (0.016)	0.995	0.0026	-0.220
	Reg. B N = 47				1.673 (0.438)	0.101 (0.019)	0.802 (0.037)	-0.159 (0.030)	0.965	0.0057	0.416
	Total N = 63				1.305 (0.416)	0.111 (0.015)	0.819 (0.035)	-0.171 (0.022)	0.971	0.0065	0.280
INV	Reg. A N = 15	-2.36	48.06**	6.37**	0.621 (0.301)	0.169 (0.019)	0.822 (0.025)	-0.150 (0.021)	0.995	0.0033	-0.092
	Reg. B N = 48				1.772 (0.372)	0.167 (0.030)	0.784 (0.039)	-0.127 (0.027)	0.987	0.0064	1.275
	Total N = 63				1.102 (0.342)	0.210 (0.023)	0.758 (0.033)	-0.187 (0.020)	0.982	0.0075	0.741
VBR	Reg. A N = 38	-0.33	53.26**	8.62**	0.659 (0.282)	0.198 (0.027)	0.799 (0.032)	-0.249 (0.032)	0.994	0.0061	-0.085
	Reg. B N = 25				3.363 (0.631)	0.054 (0.043)	0.726 (0.050)	-0.059 (0.047)	0.950	0.0036	0.133
	Total N = 63				0.373 (0.290)	0.193 (0.026)	0.823 (0.031)	-0.230 (0.029)	0.990	0.0071	1.503
NAG	Reg. A N = 29	-0.55	55.54**	11.26**	-1.041 (0.355)	0.262 (0.034)	0.862 (0.026)	-0.267 (0.033)	0.996	0.0034	-0.721
	Reg. B N = 24				3.033 (0.883)	0.118 (0.045)	0.672 (0.071)	-0.151 (0.048)	0.949	0.0044	-0.312
	Total N = 63				-0.379 (0.362)	0.186 (0.037)	0.875 (0.036)	-0.212 (0.038)	0.985	0.0057	1.916

Unter den Schätzer der Regressionskoeffizienten stehen in Klammern die Standardfehler.

Der Durbin-Test ist hier nicht in bezug auf zeitliche Autokorrelation der Residuen zu interpretieren.

** : Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

Weil die Beschäftigung als verzögerte endogene Variable auf der rechten Seite der Schätzgleichung auftritt, ist der Durbin/Watson-Koeffizient für einen Autokorrelationstest ungeeignet.

Wir verwendeten deshalb Durbins h-Statistik. Der Testwert ist N(0,1)-verteilt.

¹⁾ Die Koeffizienten für die saisonalen Dummy-Variablen werden nicht referiert.

Tabelle 2a: Geschätzte Strukturparameter für den Zeitraum 1961/II – 1976/IV – Steuervariable: »Wachstumsrate der Beschäftigung«

Sektor	Zeitraum	switch-Punkt	Produktionselastizität $\hat{\alpha}$	Anpassungsgeschwindigkeit $\hat{\lambda}$	langfristige Freisetzungsrate $\hat{\rho}$
VER	Reg. A		1.117 (0.095)	0.195 (0.020)	1.051 (0.025)
	Reg. B	- 2.32	1,352* (0.131)	0.248 (0.037)	1.118 (0.024)
	Total		1.144* (0.082)	0.252 (0.029)	1.137 (0.019)
GRP	Reg. A		1.448* (0.171)	0.179 (0.026)	1.144 (0.044)
	Reg. B	- 2.47	1.965* (0.332)	0.198 (0.037)	1.573 (0.054)
	Total		1.626* (0.243)	0.182 (0.035)	1.535 (0.051)
INV	Reg. A		1.051 (0.122)	0.178 (0.025)	0.885 (0.042)
	Reg. B	- 2.36	1.507* (0.162)	0.252 (0.039)	0.761 (0.051)
	Total		1.153 (0.103)	0.242 (0.033)	0.892 (0.035)
VBR	Reg. A		1.013 (0.095)	0.200 (0.031)	1.260 (0.045)
	Reg. B	- 0.33	5.074 (3.667)	0.274 (0.050)	1.094 (0.132)
	Total		0.917 (0.101)	0.177 (0.031)	1.194 (0.041)
NAG	Reg. A		0.525* (0.088)	0.138 (0.026)	1.022 (0.027)
	Reg. B	- 0.55	2.786* (1.018)	0.328 (0.071)	1.284 (0.101)
	Total		0.673* (0.147)	0.125 (0.036)	1.139 (0.039)

Unter den Schätzer der Strukturparameter stehen in Klammern die Standardfehler. Bei $\hat{\alpha}$ und $\hat{\rho}$ sind diese näherungsweise berechnet. Die Wachstumsrate der Beschäftigung ist auf das Quartal des Vorjahres bezogen. Signifikante Abweichungen der Produktionselastizität von 1.0 sind durch * gekennzeichnet.

Hilfe des Chow-Tests wurde dann die Hypothese »Koeffizientengleichheit in Kontraktion und Expansion« überprüft. Da der ermittelte Testwert für alle untersuchten Hauptgruppen unterhalb des theoretischen Wertes lag, konnte die Ausgangshypothese nicht zurückgewiesen werden. Damit bestand »... kein Anlaß zur Vermutung, daß sich das Arbeitsnachfrageverhalten in Abhängigkeit von der Konjunkturphase systematisch ändert.«²⁶⁾

Ein unterschiedlicher Ansatz wurde bei Peel, Walker (1978) mit britischen Daten 1963 bis 1973 untersucht. Dabei unterschieden die Autoren zwischen einem Käufer- und einem Verkäufermarktregime am Arbeitsmarkt und benutzten als

Indikatoren der Marktverfassung die Änderungsrichtung der Reallöhne. Ein Hauptergebnis ihrer Studie war, daß sie im Verkäufermarktregime eine geringere Anpassungsgeschwindigkeit ermittelten, was sie als Effekt der Arbeitsmarktrationierung der Unternehmen deuteten.

Sowohl Spitznagel als auch Peel, Walker wendeten den Chow-Test auf eine ex-ante gesetzte Regimeeinteilung an. Mit Hilfe der Steuervariablen-Technik ist es hingegen möglich, auch hier den Strukturwechselpunkt endogen zu bestimmen. Wir vernachlässigten das spillover-Problem und betrachteten nur Regime-Wechsel in Abhängigkeit von der Arbeitsmarktverfassung. Konkret verwendeten wir zwei Steuervariablen:

- die Veränderungsrate der Beschäftigung in bezug auf die entsprechende Vorjahresperiode
 - den Auslastungsgrad des potentiellen Arbeitsvolumens²⁷⁾.
- In beiden Fällen ergaben sich signifikante Regimetrennungen²⁸⁾. Damit halten wir die Hypothese zyklisch stabiler Schätzer von Beschäftigungsfunktionen für widerlegt.

²⁶⁾ Spitznagel 1976, S. 178.

²⁷⁾ Es wurde das vom IAB berechnete Konzept verwendet. Da die Daten für diese Zeitreihe nur in Jahresdaten vorlagen, interpolierten wir sie zur Erzeugung von Quartalsdaten linear. Dieses Verfahren ist vertretbar, weil nur die ordinale Information der Steuervariable ausgewertet wird, also keine großen Ansprüche an die kardinalen Eigenschaften dieser Variable gestellt werden.

²⁸⁾ Die Schätzungen nach der Steuervariablen-Methode wurden mit Quartalsdaten 1960, II bis 1976, IV durchgeführt.

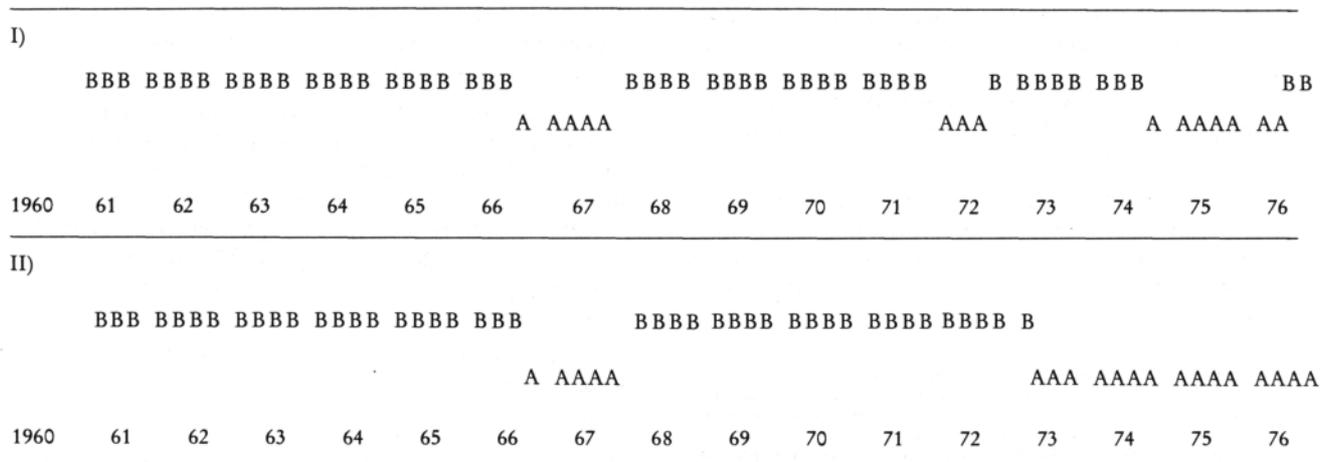
Tabelle 3: Switching-regressions-Schätzungen für den Zeitraum 1961/II bis 1976/IV; Steuervariable: »Auslastungsgrad der potentiellen Erwerbspersonen«

Sektor	Zeit- raum	Switch- Punkt	L-R- Test- Wert	Chow- Test- Wert	Regressionskoeffizienten ¹⁾				R ²	Sigma	Durbin- Test
					Abs	Y	E ₋₁	t			
VER	Reg. A N = 20	98.08	49.31**	7.29**	0.828 (0.229)	0.187 (0.016)	0.794 (0.021)	-0.194 (0.018)	0.996	0.0028	1.076
	Reg. B N = 43				1.999 (0.481)	0.175 (0.032)	0.731 (0.038)	-0.188 (0.038)	0.971	0.0048	1.421
	Total N = 63				1.140 (0.306)	0.220 (0.020)	0.748 (0.029)	-0.251 (0.022)	0.981	0.0056	2.046
GRP	Reg. A N = 18	97.75	63.71**	11.40**	1.463 (0.362)	0.107 (0.012)	0.809 (0.031)	-0.121 (0.019)	0.994	0.0029	0.714
	Reg. B N = 45				0.311 (0.453)	0.166 (0.024)	0.844 (0.031)	-0.260 (0.037)	0.960	0.0049	1.193
	Total N = 63				1.305 (0.416)	0.112 (0.015)	0.819 (0.035)	-0.171 (0.022)	0.971	0.0065	2.488
INV	Reg. A N = 20	98.08	53.88**	8.82**	0.157 (0.256)	0.214 (0.020)	0.818 (0.024)	-0.195 (0.022)	0.996	0.0037	-0.018
	Reg. B N = 43				2.822 (0.470)	0.180 (0.031)	0.668 (0.045)	-0.112 (0.030)	0.988	0.0061	1.607
	Total N = 63				1.102 (0.342)	0.210 (0.023)	0.758 (0.033)	-0.187 (0.020)	0.982	0.0075	0.844
VBR	Reg. A N = 12	97.10	65.85**	5.38**	-0.356 (0.457)	0.125 (0.014)	0.917 (0.037)	0.066 (0.066)	0.999	0.0012	0.488
	Reg. B N = 51				1.960 (0.632)	0.191 (0.028)	0.715 (0.053)	-0.228 (0.032)	0.939	0.0063	2.290
	Total N = 63				0.373 (0.290)	0.193 (0.026)	0.823 (0.031)	-0.230 (0.029)	0.990	0.0071	1.946
NAG	Reg. A N = 13	97.30	57.38**	5.49**	-1.153 (0.286)	0.276 (0.034)	0.858 (0.019)	-0.262 (0.038)	0.999	0.0015	1.224
	Reg. B N = 50				2.429 (0.837)	0.095 (0.041)	0.737 (0.067)	-0.123 (0.043)	0.942	0.0051	1.783
	Total N = 63				-0.379 (0.362)	0.186 (0.037)	0.875 (0.036)	-0.212 (0.038)	0.985	0.0057	1.134

Unter den Schätzer der Regressionskoeffizienten stehen in Klammern die Standardfehler.
Der Durbin-Test ist hier nicht in bezug auf zeitliche Autokorrelation der Residuen zu interpretieren.
**: Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

¹⁾ Ohne saisonale Dummy-Variablen.

Abbildung 4: Zeitliche Regimefolgen in der Investitionsgüterindustrie für zwei unterschiedliche Steuervariablen



I): Steuervariable Veränderungsrate der Beschäftigung in bezug auf die entsprechende Vorjahresperiode

II): Steuervariable Auslastungsgrad des potentiellen Arbeitsvolumens.

Tabelle 3a: Geschätzte Strukturparameter für den Zeitraum 1961/II – 1976/IV – Steuervariable: »Auslastungsgrad der potentiellen Erwerbspersonen«

Sektor	Zeitraum	switch-Punkt	Produktionselastizität $\hat{\alpha}$	Anpassungsgeschwindigkeit $\hat{\lambda}$	langfristige Freisetzungsrate \hat{r}
VER	Reg. A		1.103 (0.076)	0.206 (0.021)	1.038 (0.026)
	Reg. B	98.08	1.538* (0.225)	0.269 (0.038)	1.075 (0.039)
	Total		1.144* (0.082)	0.252 (0.029)	1.137 (0.019)
GRP	Reg. A		1.783* (0.196)	0.191 (0.031)	1.126 (0.074)
	Reg. B	97.75	0.940 (0.197)	0.156 (0.031)	1.564 (0.031)
	Total		1.626* (0.243)	0.182 (0.035)	1.535 (0.031)
INV	Reg. A		0.855* (0.079)	0.183 (0.024)	0.915 (0.033)
	Reg. B	98.08	1.849* (0.213)	0.332 (0.045)	0.621 (0.078)
	Total		1.153 (0.103)	0.242 (0.033)	0.892 (0.033)
VBR	Reg. A		0.664 (0.244)	0.083 (0.037)	- 0.525 (0.577)
	Reg. B	97.10	1.492* (0.229)	0.285 (0.053)	1.194 (0.038)
	Total		0.917 (0.101)	0.177 (0.031)	1.194 (0.041)
NAG	Reg. A		0.513* (0.057)	0.142 (0.019)	0.948 (0.033)
	Reg. B	97.30	2.784 (1.161)	0.263 (0.067)	1.301 (0.129)
	Total		0.673* (0.143)	0.125 (0.036)	1.139 (0.039)

Unter den Schätzer der Strukturparameter stehen in Klammern die Standardfehler. Bei $\hat{\alpha}$ und \hat{r} sind diese näherungsweise berechnet. Signifikante Abweichungen der Produktionselastizität von 1.0 sind durch * gekennzeichnet.

Ausbildung 4 zeigt die entstehenden Regimeeinteilungen für die alternativen Steuervariablen.

Interessant erscheint uns insbesondere, die Verschiedenheit der Strukturparameter der geschätzten Funktion in den beiden Regimes zu analysieren. Wir beginnen mit der Steuervariablen »Wachstumsrate der Beschäftigung«.

Bei der Einteilung der Daten in Phasen niedriger (Regime A) und höherer (Regime B) Wachstumsrate der Beschäftigung fallen sowohl die Produktionselastizität α als auch die Anpassungsgeschwindigkeit λ im Regime B deutlich höher aus. Beim Koeffizienten b_Y zeigt sich jedoch wiederum eine Diskrepanz zwischen dem Aggregat und den Schätzergebnissen für die Untergruppen: während sich in der Verarbeitenden Industrie insgesamt eine allerdings insignifikante Zunahme für das Regime B gegenüber dem Regime A ergibt, erfährt der Koeffizient in den Hauptgruppen INV und GRP eine leichte, in VBR und NAG eine wesentliche Abnahme.

Es ergeben sich aber eindeutige und einheitliche Veränderungen der Produktionselastizität und der Anpassungsgeschwindigkeit:

- der Einfluß der Produktion auf die Beschäftigung ist in Phasen starken Beschäftigtenrückgangs stets höher als in Phasen nur leicht negativer oder positiver Beschäftigungsveränderungen;

- dies geht einher mit einer eher geringeren Anpassungsgeschwindigkeit in Regime A, möglicher Ausdruck von Kündigungsbestimmungen etc.

Keine einheitlichen Ergebnisse zeigen sich für die aus den Teilergebnissen resultierende Gesamtgröße b_Y , die nach unseren früheren Überlegungen den gesamten Komplex der Kopplung von Beschäftigung und Produktion beschreiben soll.

Zwar findet sich für alle Hauptgruppen eine stärkere Kopplung bei schwächerer Arbeitsmarktverfassung. Für die aggregierten Daten kehrt sich dieses Ergebnis jedoch um, wobei der Unterschied der Koeffizienten b_Y zwischen den Regimes allerdings statistisch nicht gesichert ist.

Bei Verwendung des »Auslastungsgrades des potentiellen Arbeitsvolumens« als Steuervariable ergeben sich analoge Resultate für Produktionselastizität und Anpassungsgeschwindigkeit.

digkeit: Die Koppelung der Beschäftigung in bezug auf die Produktion ist bei Arbeitsmarktschwäche höher als bei Arbeitsmarktanspannung, und wiederum liegt die Anpassungsgeschwindigkeit im ersten Fall niedriger als im zweiten.

Bei den Hauptgruppen INV, VBR und NAG ist $\varepsilon_{E, Y} = 1/\alpha$ für das Regime der Arbeitsmarktschwäche signifikant größer eins: die Arbeitsnachfrage reagiert in einer solchen Phase überproportional auf Produktionsveränderungen.

Von diesem ansonsten recht einheitlichen Bild weichen allerdings die Ergebnisse für den Sektor GRP ab.

Literaturverzeichnis

- Barro, R. J.*, Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy, in: *Journal of Monetary Economics*, 1977, Nr. 3, S. 305-316.
- Barro, R. J., H. L. Grossmann*, A General Disequilibrium Model of Income and Employment, in: *American Economic Review*, Vol. 61, No. 1, 1971, S. 82-93.
- Barro, R. J., H. L. Grossman*, Money, Employment, and Inflation, Cambridge, Mass. 1976
- Blankart, B.*, Arbeitskräftenachfrage im Konjunkturablauf – Das Problem des temporären Hortens von Arbeitskräften, in: *Schw. Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 1973, Heft 2, S. 171-185.
- Briscoe, G., D. A. Peel*, 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*, Vol. 37, 1975, S. 115-142.
- Brechling, F., P. O'Brien*, Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, 1967, S. 277-287.
- Chow, G. C.*, Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, in: *Econometrica*, Vol. 28, 1960, S. 591-605.
- Durhin, J.*, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression when some of the Regressors are Lagged Dependent Variables, in: *Econometrica*, Vol. 38, 1970, S. 410-421.
- Fair, R. C., H. H. Kelejian*, Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium: A Further Study, in: *Econometric Research Program*, Research Memo, No. 135, Princeton University, 1972.
- Fair, R. C., D. M. Jaffee*, Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium, in: *Econometrica*, Vol. 40, No. 3, 1972, S. 497-517.
- Fisher, F. M.*, Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note, in: *Econometrica*, Vol. 38, 1970, S. 361-366.
- Goldfeld, S. M., H. H. Kelejian, R. E. Quandt*, Least Square And Maximum Likelihood Estimation of Switching Regressions, in: *Econometric Research Program*, Research Memo, No. 130, Princeton University, 1971.
- Goldfeld, S. M., R. E. Quandt*, Nonlinear Methods in Econometrics, Amsterdam 1972.
- Goldfeld, S. M., R. E. Quandt*, A Markov Model for Switching Regressions, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 1, 1973, S. 3-16.
- Goldfeld, S. M., R. E. Quandt*, Techniques for Estimating Switching Regressions, in: *Goldfeld, S. M., R. E. Quandt*, *Studies in Non-linear Estimation*, Cambridge Mass. 1976.
- Jayatissa, W. A.*, Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions When Disturbance Variances Are Unequal, in: *Econometrica*, Vol. 45, No. 5, 1977, S. 1291-1292.
- Kaiman, R. E.*, New Methods in Wiener Filtering Theory, in: *Bogdanoff, L., F. Kozin* (Hrsg.), *Proceedings of the First Symposium on Engineering Applications of Random Function Theory and Probability*, New York 1963, S. 270-388.
- Killingsworth, M. R.*, A Critical Survey of „Neoclassical“ Models of Labour, in: *Bulletin of the Oxford University, Institute of Economics and Statistics*, Vol. 32, 1970, S. 133-165.
- Kuh, E.*, Cyclical and Secular Labor Productivity in United States Manufacturing, in: *Review of Economics and Statistics*, 1965, S. 1-12.
- Lehner, H.*, Zur ökonomischen Erfassung von Strukturänderungen – Eine Diskussion neuerer Verfahren mit Anwendungsbeispielen aus dem Bereich des Arbeitsmarktes, Diplomarbeit, Konstanz 1979.
- Lehner, H., G. Meran, J. Möller*, De Statu Corruptionis – Entscheidungslogische Einübungen in die höhere Amoralität, Konstanz-Litzelstetten, Faude 1980.
- Leslie, D., C. Laing*, The Theory and Measurement of Labour Hoarding, in: *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 25, No. 1, 1978, S. 41-56.
- Peel, D. A., L. Walker*, Short-Run Employment Functions, Excess Supply and the Speed of Adjustment: A Note, in: *Economica*, Vol. 45, 1978, S. 195-202.
- Quandt, R. E.*, The Estimation of the Parameter of A Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, 1958, S. 873-880.
- Quandt, R. E.*, Test of the Hypothesis That A Linear Regressions System Obeys Two Separate Regimes, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 55, 1960, S. 324-330.
- Quandt, R. E.*, A New Approach to Estimating Switching Regressions, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 67, 1972, S. 306-310.
- Savin, N. E., K. J. White*, Testing for Autocorrelation with Missing Observations, in: *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 1978.
- Schmidt, P., R. Sickles*, Some Further Evidence on the Use of the Chow Test Under Heteroscedasticity, in: *Econometrica*, Vol. 45, No. 5, 1977, S. 1293-1298.
- Schönfeld, P.*, Methoden der Ökonometrie, Bd. 1, Berlin und Frankfurt/M., 1969.
- Smith, P. L.*, Splines as a Useful and Conventional Statistical Tool, in: *The American Statistician*, Vol. 33, No. 2, 1979, S. 57-69.
- Spitznagel, E.*, Ansätze zur Prognose konjunktureller Schwankungen der Nachfrage nach Arbeitskräften, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 7. Jahrg., Heft 2, 1976, S. 175-213.
- Spitznagel, E.*, Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen: Empirische Ergebnisse, in: *MittAB* 1/1977, S. 166-181.
- Taylor, J.*, Unemployment and Wage Inflation With Special Reference to Britain And USA, London, 1974.
- Toyoda, T.*, Use of the Chow Test Under Heteroscedasticity, in: *Econometrica*, Vol. 42, 1974, S. 601-608.