Franz R. Hahn, Gerhard Thury*)

Beschäftigung-Output-Gleichung für die österreichische und westdeutsche Industrie

Der Zusammenhang zwischen Produktion und Beschäftigung in der Industrie wird in der empirischen Wirtschaftsforschung häufig in Form einer ökonometrischen Gleichung dargestellt. Diese „Beschäftigung-Output-Gleichung" bildet u. a. eine der ökonometrischen Grundlagen für kurz- bis mittelfristige Beschäftigungsprognosen in der Industrie. Sie basiert auf theoretischen Überlegungen, die einen Zusammenhang zwischen den Produktionserwartungen der Unternehmen und dem Beschäftigungsniveau postulieren.

Die Beschäftigung-Output-Gleichung ermöglicht unter bestimmten Bedingungen eine ökonometrische Erklärung des laufenden Beschäftigungsniveaus in der Industrie durch den gegenwärtigen und vergangenen Output, durch das Beschäftigungsniveau in vergangenen Perioden, durch den Kapitalstock und den technischen Fortschritt Technischer Fortschritt und Kapitalstock sind jedoch nicht nur statistisch schwer zu messen, sie sind auch kaum konzeptionell voneinander zu trennen Technischer Fortschritt manifestiert sich zumeist in neuen Maschinen und neuen Produktionsanlagen und damit in der (technischen) Modernisierung des physischen Kapitalstocks In der Literatur werden die Produktivitätseffekte des empirisch nicht direkt beobachtbaren technischen Fortschritts häufig durch eine Trendkomponente approximiert

Die Notwendigkeit der Berücksichtigung dieser langfristigen Produktivitätseffekte bzw von (arbeitsparendem) technischem Fortschritt wird an der Entwicklung der Produktion und der Beschäftigung der österreichischen und westdeutschen Industrie seit den frühen sechziger Jahren deutlich (Abbildungen 1 und 2). Die Outputentwicklung scheint, insbesondere seit den frühen siebziger Jahren, die Beschäftigungsdynamik in beiden Industriesektoren lediglich kurzfristig zu bestimmen, die Diskrepanz zwischen langfristiger Beschäftigungs- und Outputentwicklung ab 1970 dürfte hingegen auf die — u a vom technischen Fortschritt bestimmte — Produktivitätsentwicklung zurückzuführen sein

In der älteren Literatur wurden die langfristigen Produktivitätseffekte durch einen deterministischen linearen bzw stückweise linearen Trend abgebildet Diese Vorgangsweise ermöglicht zwar die Verwendung klassischer Regressionsprozeduren zur Schätzung von dynamischen Spezifikationen der Beschäftigung-Output-Gleichung, sie trägt jedoch nicht oder nur unzureichend der über die Zeit unterschiedlichen „Geschwindigkeit" des technischen Fortschritts Rechnung Ein linearer Trend impliziert eine über die Zeit konstante Rate des technischen Fortschritts

Die Verfügbarkeit neuer Schätztechniken auf der Grundlage des Kalman-Filters erlaubt die Abbildung von langfristigen Produktivitätseffekten in der Beschäftigung-Output-Gleichung in Form von stochastischen Trends Dies eröffnet eine „realistischere" ökonometrische Modellierung des technischen Fortschritts mit einer über die Zeit variablen Veränderungsrate Dieser Schätzansatz wurde von *Harvey et al* (1986) in die einschlägige Literatur eingeführt Seither wurde für verschiedene OECD-Länder die Beschäftigung-Output-Gleichung auf der Grundlage dieser neuen Schätzprozedur neu geprüft (z B für die G 7-Länder von *Darby — Wren-Lewis*, 1992, für die skandinavischen Länder von *Pehkonen*, 1994) Die vorliegende Arbeit schätzt mit Hilfe dieser ökonometrischen Technik die Beschäftigung-Output-Gleichung für die österreichische und die westdeutsche Industrie

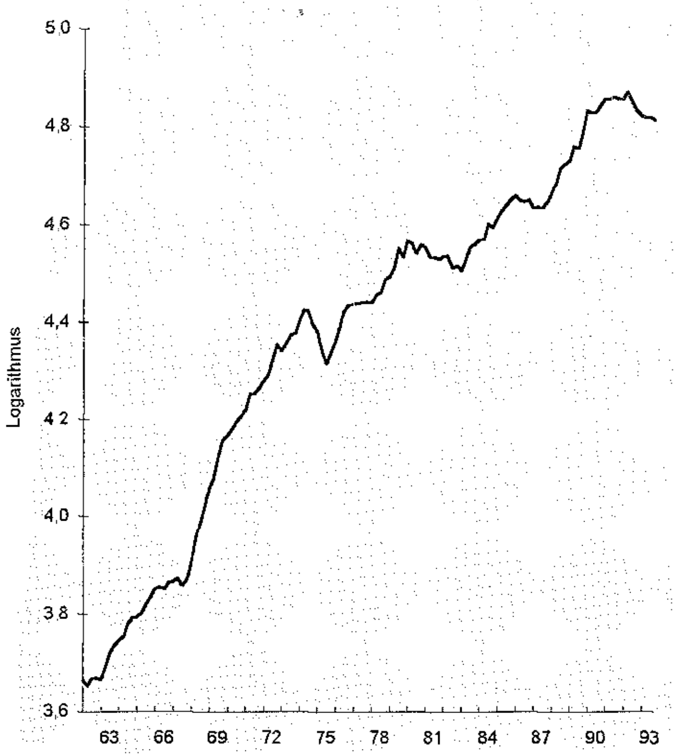
Theoretische Grundlagen der Beschäftigung-Output-Gleichung

Die in der Literatur verwendete Beschäftigung-Output-Gleichung wird mit Hilfe theoretischer Überlegungen, die

*) Die Aufbereitung der statistischen Daten betreute Dagmar Guttmann

Industrieproduktion in Österreich *Abbildung 1*

Saisonbereinigt, 1991 = 100



u a auf dem Modell eines repräsentativen Unternehmens (mit unendlicher Lebensdauer) basieren motiviert. Das repräsentative Unternehmen minimiert als Zielfunktion seine Arbeitskosten unter der Nebenbedingung seines Outputniveaus bei gegebener Beschäftigung bzw. unter Berücksichtigung seiner Produktionsfunktion. Es wird angenommen, daß das Unternehmen seinen Output durch unterschiedliche Kombination von Beschäftigungs- und Arbeitsstundenvolumen variieren kann. Dabei wird davon ausgegangen, daß Veränderungen des Beschäftigtenstands Anpassungskosten mit steigenden marginalen Zuwächsen erzeugen (z B. Anlern- und Ausbildungskosten, Abfertigungen usw.). In der Literatur werden überwiegend Anpassungskosten mit „quadratischem Verlauf" unterstellt (siehe dazu *Nickell*, 1986). Diese Annahme impliziert, daß aus Sicht des repräsentativen Unternehmens selbst bei einer abrupten Outputänderung eine Strategie der graduellen Anpassung des tatsächlichen an den gewünschten Beschäftigtenstand effizienter (d h. billiger) ist als eine abrupte Anpassung. Diese Strategie ist deshalb effizient, da die Unternehmen annahmengemäß über einen „Buffer" in Form eines (in Grenzen) variablen Arbeitsstundenvolumens bei gegebenem Beschäftigtenstand verfügen.

Ein einfaches Modell eines repräsentativen Unternehmens mit dem Arbeitsstundenvolumen als „Buffervariable" läßt sich wie folgt darstellen (siehe dazu *Darby — Wren-Lewis*, 1992): Das repräsentative Unternehmen besitzt die Produktionsfunktion

$$(1)\quad Y_t = A_t f(E_t H_t),$$

wobei Y den Output, A den (ungebundenen) technischen Fortschritt E das Beschäftigungsvolumen und H die Zahl der Arbeitsstunden je Beschäftigten darstellen. Zur Vereinfachung sei angenommen, daß eine bestimmte Outputveränderung durch eine relativ gleich große Veränderung von Beschäftigung oder Arbeitsstunden erzielt werden kann. Die Produktionsfunktion *(1)* abstrahiert ferner auch von der Möglichkeit der Faktorsubstitution. Damit wird implizit angenommen, daß Veränderungen der relativen Faktorpreise für die Bestimmung des optimalen Beschäftigungsvolumens bei gegebenem Output für das repräsentative Unternehmen von vernachlässigbarer Bedeutung sind.

Das Unternehmen minimiert seine diskontierten Kosten gemäß folgender Zielfunktion:

$$(2)\quad \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left(w_t(H_t)\, E_t + \frac{a}{2} (\Delta E_t)^2 \right)$$

unter der Nebenbedingung eines gegebenen Outputniveaus und *(1)*. Der Diskontierungssatz $0 < \delta < 1$ garantiert, daß der Barwert der Kosten endlich ist. Damit ist eine wichtige formale Voraussetzung für die „Lösbarkeit" des Optimierungsproblems erfüllt. Die Löhne w sind annahmegemäß eine Funktion der Zahl der Arbeitstunden H.

Die Lösung dieses Optimierungsproblems impliziert folgende „linearisierte" Entscheidungsregel für eine optimale Beschäftigungsstrategie:

$$(3)\quad E_t = a_1 E_{t-1} + a_2 \sum_{i=t}^{\infty} a_1^{i-t}\, Y_i^e + a_3 \sum_{i=t}^{\infty} a_1^{i-t}\, A_i^e,$$

wobei Y^e den erwarteten Output, A^e den erwarteten technischen Fortschritt und a_1 einen Parameter kleiner 1 repräsentieren.

Die empirischen Schätzversuche von *(3)* unterscheiden sich durch die unterschiedliche Modellierung von Y^e und A^e (siehe dazu *Darby — Wren-Lewis*, 1992).

In der neueren Literatur wird in Anlehnung an *Harvey et al* (1986) angenommen, daß die Produktionserwartungen durch einen stochastischen Prozeß mit Markov-Eigenschaften generiert werden. Markov-Prozesse zeichnen sich dadurch aus, daß die gesamte für die Zukunft (= Prognose) relevante Information jeweils in der Gegenwart enthalten ist. Dieses Erwartungsmodell ermöglicht eine Substitution der Produktionserwartungen durch den Output der laufenden und vergangener Perioden. Die statistische Behandlung des erwarteten technischen Fortschritts unterscheidet sich von jener der Produktionserwartungen vor allem dadurch, daß der technische Fortschritt nicht direkt beobachtbar ist. Nach *Harvey et al* (1986) läßt sich der nicht direkt beobachtbare technische Fortschritt ebenfalls durch einen stochastischen Prozeß abbilden. Sie setzen ein Modell eines stochastischen Trends ein, das eine über die Zeit variable Veränderungsrate des technischen Fortschritts zuläßt, wenn es die langfristige Dynamik zwischen Beschäftigung und Output erfordert.

Harvey et al. (1986) verwenden für die empirische Schätzung eine Output-Beschäftigung-Gleichung (mit stochastischem Trend) mit folgender Spezifikation:

Stochastischer Trend und seine statistische Behandlung

Die einfachste Spezifikation eines Trends ist das deterministische lineare Trend-Modell: I,

$(1^*)\ \mu_t = \alpha + \beta t$

In der praktischen Arbeit hat sich dieser deterministische Ansatz kaum bewährt. Trotzdem dient er verschiedentlich noch immer als Ausgangspunkt für die Berechnung von Trendabweichungen.

Durch Einführung stochastischer Elemente in das Trend-Modell *(1*)* ist die Ausgangslage entscheidend zu verbessern. Zu diesem Zweck ist es vorteilhaft, für die Modellierung des Trends anstelle des Niveauparameters α das laufende Niveau μ_t selbst zu verwenden. Da μ_t rekursiv berechnet werden kann als

$(2^*)\ \mu_t = \mu_{t-1} + \beta$

mit $\mu_0 = \alpha$, können stochastische Elemente in den Trend eingeführt werden:

$(3^*)\ \mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t ,$

$(4^*)\ \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t ,$

mit η_t und ζ_t als wechselseitig unkorreliertem weißem Rauschen mit Mittelwerten 0 und Varianzen σ^2_η und σ^2_ζ. Die Variable η_t erlaubt Verschiebungen des Niveaus des Trends nach oben und nach unten, während ζ_t Schwankungen im Anstieg ermöglicht. Je größer die Varianz dieser Zufallsvariablen ist, desto stärker sind die stochastischen Bewegungen des Trends. Für $\sigma^2_\eta = \sigma^2_\zeta = 0$ ergibt sich der deterministische Ansatz *(1*)* als Grenzfall.

In der Literatur werden die Varianzen σ^2_η, σ^2_ζ als Hyperparameter bezeichnet. Zur Schätzung dieser Hyperparameter geht man allgemein folgendermaßen vor: Zuerst wird das zu schätzende Trend-Modell für eine beobachtbare Zeitreihe y_t in die „State-space"-Form gebracht. Ein „State-space"-Modell besteht aus zwei Gleichungen: einer Meßgleichung

$(5^*)\ y_t = z_t' \alpha_t + \chi_t$

und einer Übergangsgleichung

$(6^*)\ \alpha_t = T \alpha_{t-1} + \eta_t ,$

worin α_t ein $m \times 1$ „state"-Vektor, z_t ein fixer $m \times 1$ Vektor, und T eine fixe $m \times m$ Matrix sind. Mit χ_t und η_t werden ein skalarer Störterm bzw. ein $m \times 1$ Vektor von Störtermen bezeichnet, die unabhängig voneinander verteilt sind.

Als Beispiel sei das Trend-Modell *(3*)* und *(4*)* für eine beobachtbare Zeitreihe y_t in seiner „State-space"-Form dargestellt. Die Übergangsgleichung hat dann folgendes Aussehen:

$$(7^*)\ a_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} .$$

Die zugehörige Meßgleichung wird zu

$(8^*)\ y_t = (\ 1 \quad 0\ )\ a_t + \varepsilon_t .$

Wurde ein Modell in die „State-space"-Form gebracht, dann können modernste statistische Techniken angewendet werden. Die Verwendung des Kalman-Filters ermöglicht optimale Vorhersagen für künftige Beobachtungen. Bestmögliche Schätzwerte der unbeobachtbaren Trendkomponenten *(3*)* und *(4*)* können durch den Einsatz von Glättungsverfahren berechnet werden. Eine detaillierte Darstellung der State-space-Modelle und ihrer statistischen Behandlung findet sich u. a. in *Harvey* (1989).

$$(5)\ e_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} b_i y_{t-i} + \mu_t + \varepsilon_t$$

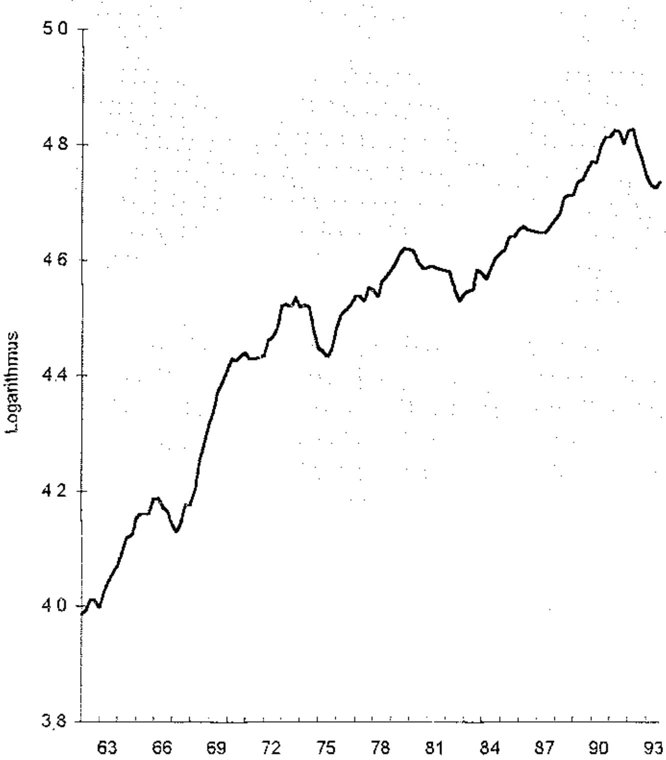
mit e als Logarithmus der Beschäftigung, y als Logarithmus der Produktion, ε als stochastischem Störterm und μ als stochastischem Trend. Die Spezifikation der Beschäftigung-Output-Gleichung in natürlichen Logarithmen kann als Approximation von Gleichung *(3)* in der Umgebung eines dynamischen Gleichgewichts interpretiert werden (*Nickell*, 1984). Gleichung *(5)* bildet das statistische Modell für die nachfolgenden ökonometrischen Berechnungen.

Schätzergebnisse für die österreichische und die westdeutsche Industrie

Die Beschäftigung-Output-Gleichung *(5)* wurde für die österreichische und die westdeutsche Industrie auf der Grundlage von nicht saisonbereinigten Quartalsdaten geschätzt. Für Westdeutschland wird das Aggregat „verarbeitendes Gewerbe", für Österreich die Industrie untersucht. Der Output wird jeweils durch den offiziellen Produktionsindex mit 1991 = 100 abgebildet, die Beschäftigung durch die Zahl der unselbständig Erwerbstätigen. Die Schätzperiode umfaßt in beiden Fällen die Quartale 1962:1 bis 1993:4. Die Saisoneffekte wurden in Gleichung *(5)* durch additive Erweiterung um eine stochastische Saisonkomponente berücksichtigt (siehe dazu *Harvey*, 1989, S. 40ff). Der stochastische Trend μ_t in Gleichung *(5)* wurde

Industrieproduktion in Westdeutschland *Abbildung 2*

Saisonbereinigt, 1991 = 100



Beschäftigung-Output-Gleichung für die österreichische Industrie

Übersicht 1

Schätzperiode: 1962:2 — 1993:4

$$e_t = \mu_{t/T} + \gamma_{T/T} + \underset{(12\,1322)}{0{,}6260\, e_{t-1}} + \underset{(5\,2886)}{0\,1123\, y_t} + \underset{(4{,}0556)}{0{,}0972\, y_{t-1}}$$

s = 0,00002 R_s^2 = 0 7193 $\hat{\sigma}_\eta^2$ = 8 90 × 10^{-6} *(3 9499)*

$\hat{\sigma}_\zeta^2$ = 0,00 $\hat{\sigma}_\omega^2$ = 1 20 × 10^{-6} *(2.6820)* $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ = 1 30 × 10^{-6} *(0 7766)*

$r(1)$ = −0,0321 $Q(5)$ = 3 258 $Q(8)$ = 5,354

Test der Residuen auf Normalverteilung: χ^2 [2] = 0 7440

Test der Residuen auf Heteroskedastizität: F [40 40] = 0,6899

$\mu_{t/T}$ Schätzwert des stochastischen Trends (basierend auf T = 127 Beobachtungen)

Niveau: 3,8708 *(6 4776)* Anstieg: − 0 0029 *(− 6 7240)*

$\gamma_{t/T}$ Schätzwert der stochastischen Saisonkomponente

− 0,0070	0,0105	− 0,0021
(− 3 0524)	*(4,8544)*	*(− 1 0626)*

Kursive Zahlen in Klammern t-Statistik

Beschäftigung-Output-Gleichung für die westdeutsche Industrie

Übersicht 2

Schätzperiode: 1962:3 — 1993:4

$$e_t = \mu_{t/T} + \gamma_{t/T} + \underset{(8{,}4565)}{0\,9001\, e_{t-1}} + \underset{(3{,}0122)}{0\,2633\, e_{t-2}} + \underset{(5{,}6454)}{0\,1273\, y_t} + \underset{(1\,2326)}{0\,0289\, y_{t-1}} + \underset{(2\,7346)}{0{,}0666\, y_{t-2}}$$

s = 0 00002 R_s^2 = 0 8107 $\hat{\sigma}_\eta^2$ = 9 90 × 10^{-6} *(5,6490)*

$\hat{\sigma}_\zeta^2$ = 0,00 $\hat{\sigma}_\omega^2$ = 1,00 × 10^{-6} *(2 9774)* $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ = 0,00

$r(1)$ = −0,0827 $Q(5)$ = 2 405 $Q(8)$ = 3,528

Test der Residuen auf Normalverteilung: χ^2 [2] = 4,3410

Test der Residuen auf Heteroskedastizität: F [40 40] = 0 4856

$\mu_{t/T}$ Schätzwert des stochastischen Trends (basierend auf T = 126 Beobachtungen)

Niveau: 4,6448 *(5,7574)* Anstieg: − 0.0021 *(− 4,6295)*

$\gamma_{t/T}$ Schätzwert der stochastischen Saisonkomponente

− 0,0148	0,0145	− 0,0042
(− 5 9895)	*(7,1989)*	*(− 2 2519)*

Kursive Zahlen in Klammern t-Statistik

entsprechend dem Trend-Modell *(3*)* und *(4*)* spezifiziert (siehe Kasten „Stochastischer Trend und seine statistische Behandlung"). Die Berechnungen wurden mit dem PC-Programm STAMP von Peters, Pesaran und Harvey durchgeführt

Die Schätzungen ergeben eine unterschiedliche dynamische Spezifikation von Gleichung *(5)* für die österreichische und die westdeutsche Industrie (Übersichten 1 und 2). Die Dynamik der Industriebeschäftigung in Westdeutschland weicht von jener Österreichs zum Teil stark ab (Abbildungen 1 und 2) Große Unterschiede sind insbesondere für die zweite Hälfte der achtziger Jahre charakteristisch Während die westdeutsche Industrie die kräftigen Beschäftigungsverluste von Anfang der achtziger Jahre bis gegen Ende der Dekade zu einem Großteil wieder wettmachte, war der Beschäftigungsaufbau der österreichischen Industrie im Zuge des Aufschwungs ab 1987 zu gering, um die Einbußen seit den frühen achtziger Jahren auszugleichen. Die größere Arbeitskräftenachfrage der westdeutschen Industrie könnte zum Teil auf die positive Beschäftigungswirkung der Arbeitszeitverkürzung von 40 auf 38 Wochenstunden Mitte der achtziger Jahre zurückzuführen sein. In Österreich dürften hingegen die Rationalisierungsbestrebungen in der verstaatlichten Grundstoffindustrie die Dynamik der Industriebeschäftigung gedämpft haben

Die komplexere langfristige Dynamik der westdeutschen Industriebeschäftigung (seit Beginn der sechziger Jahre) machte eine Spezifikation der Lag-Struktur in Gleichung *(5)* von $n = m = 2$ für eine signifikante Schätzung erforderlich, für Österreich hingegen erwies sich eine Lag-Struktur von $n = m = 1$ als statistisch hinreichend Die Übersichten 1 und 2 liefern einen detaillierten Überblick über die Schätz- und Testergebnisse

Die Schätzergebnisse geben Aufschluß über drei Aspekte, die für die quantitative Analyse der Beschäftigungsentwicklung bedeutend sind: die kurzfristige unmittelbare Wirkung einer Outputänderung auf die Beschäftigung, die langfristige Outputelastizität der Beschäftigung und die langfristige Produktivitätsentwicklung

Den direkten Effekt einer Outputänderung auf die Beschäftigung zeigt die Beschäftigung-Output-Gleichung in stationärer Form unmittelbar (Übersichten 3 und 4) Ein Outputwachstum der österreichischen Industrie von 1% pro Quartal ergibt ein Beschäftigungswachstum von 0,12% in der gleichen Periode Für Westdeutschland ist der entsprechende Wert geringfügig höher (0,13%) Nach internationalen Vergleichsstudien wie *Darby — Wren-Lewis* (1992) weisen Länder mit flexiblem Arbeitsmarkt und relativ niedrigen „hire and fire costs" größere kurzfristige Wirkungskoeffizienten auf (z B USA 0,47, Kanada 0,36) als Länder mit weniger flexiblem Arbeitsmarkt (z. B Japan

Industriebeschäftigung in Österreich

Abbildung 3

Saisonbereinigt

Beschäftigung-Output-Gleichung für die westdeutsche Industrie in stationärer Form *Übersicht 3*

$$\Delta e_t = \gamma_{t/T} + 0{,}2633\,\Delta e_{t-1} + 0{,}1273\,\Delta y_t - 0{,}0666\,\Delta y_{t-1} - \\ - 0{,}3632\,(e_{t-1} - \mu^*_{t/T} - 0{,}6134\,y_{t-1})$$

$$\mu^*_{t/T} = \frac{\mu_{t/T}}{0{,}3632}$$

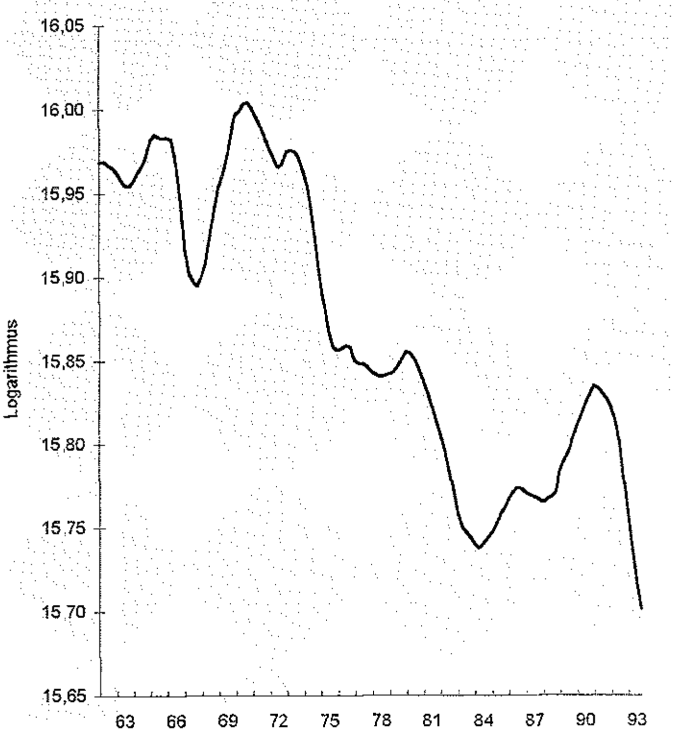
0,08, Frankreich 0,07, Italien 0,03) Für Dänemark und Schweden ergeben sich mit 0,11 bzw 0,12 ähnlich große kurzfristige Wirkungskoeffizienten wie für Österreich und Westdeutschland (*Pehkonen*, 1994).

Die langfristige Outputelastizität der Beschäftigung in der österreichischen und westdeutschen Industrie kann ebenfalls der stationären Darstellungsweise der Beschäftigung-Output-Gleichungen direkt entnommen werden (Übersichten 3 und 4) Der Klammerausdruck auf der rechten Seite kann trotz der nichtstationären stochastischen Komponente $\mu^*_{t/T}$ als „error correction mechanism" interpretiert werden (siehe dazu u a *Harvey*, 1989, S. 373): Er bildet eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Beschäftigung und Output unter entsprechender Berücksichtigung der langfristigen Produktivitätsdynamik; der Koeffizient kann daher als langfristige Outputelastizität der Beschäftigung gedeutet werden Die Berechnungen ergeben für die österreichische Industrie mit einer langfristigen Elastizität von 0,57 eine geringfügig schwächere langfristige Reagibilität als für die westdeutsche Industrie (0,61)

Der dritte wichtige Aspekt ist die Evaluierung der der Beschäftigung-Output-Beziehung zugrundeliegenden langfristigen Produktivitätsentwicklung Die Schätzungen ergeben sowohl für die österreichische als auch die westdeutsche Industrie eine implizite Produktivitätsdynamik, die am besten durch einen random walk mit konstanter Drift abgebildet wird (Übersichten 1 und 2): Die langfristigen Veränderungen der Produktivität gehen nicht von einem über die Zeit variablen Trendanstieg β, sondern von Veränderungen des Trendniveaus μ aus Bemerkenswert ist, daß die Produktivitätsentwicklung in der westdeutschen Industrie zwischen 1980 und 1990 gegenüber Österreich deutlich an Dynamik verloren hat (Abbildung 5) Dies korrespondiert plausibel mit der unterschiedlichen Beschäftigungsdynamik in beiden Ländern und ihren möglichen Ursachen (BRD: Arbeitszeitverkürzung; Österreich: Rationalisierung in der Verstaatlichen Industrie)

Industriebeschäftigung in Westdeutschland *Abbildung 4*

Saisonbereinigt



Beschäftigung-Output-Gleichung für die österreichische Industrie in stationärer Form *Übersicht 4*

$$\Delta e_t = \gamma_{t/T} + 0{,}1163\,\Delta y_t - 0{,}3740\,(e_{t-1} - \mu^*_{t/T} - 0{,}5709\,y_{t-1})$$

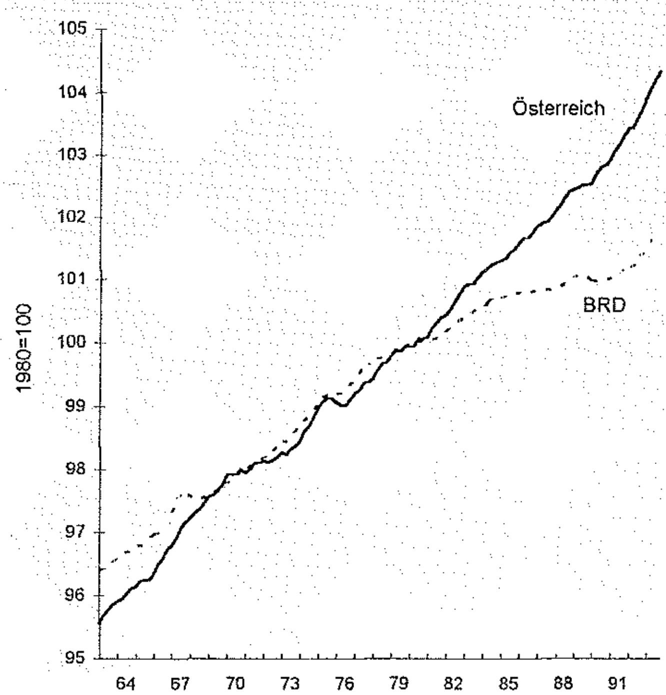
$$\mu^*_{t/T} = \frac{\mu_{t/T}}{0{,}3740}$$

Die Schätzungen des stochastischen Trend-Modells implizieren, daß bei Konstanz der Industrieproduktion die Beschäftigung auf Jahresbasis in der österreichischen Industrie um 3,1% und in der westdeutschen Industrie um 2,3% schrumpfen bzw die Produktivität mit diesen Raten steigen würde

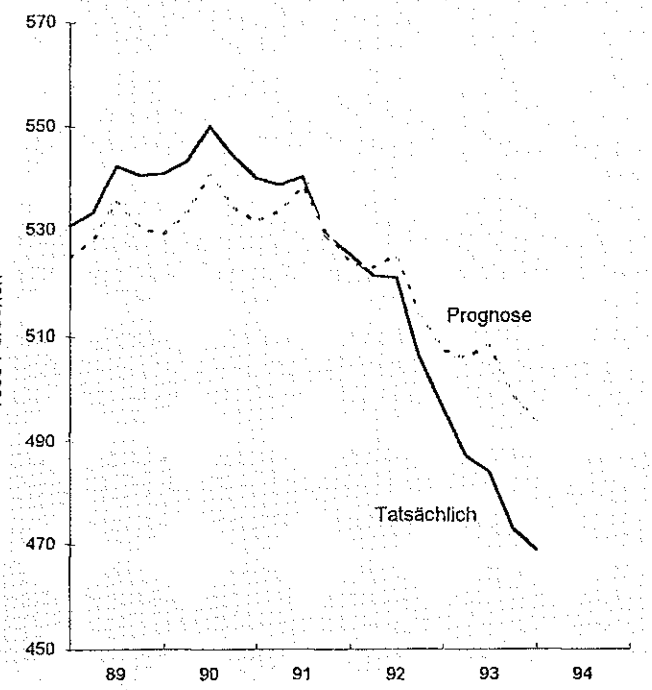
Prognoseverhalten der Beschäftigung-Output-Gleichung für die österreichische Industrie

Theoretisch scheint es erfolgversprechend, die Beschäftigung-Output-Gleichung für die Vorhersage der Beschäfti-

Produktivitätstrend in Österreich und in Westdeutschland *Abbildung 5*



Prognose der Industriebeschäftigung für Österreich *Abbildung 6*



gungsentwicklung heranzuziehen Hier soll nun am Beispiel der österreichischen Industrie untersucht werden, wie verläßlich solche Prognosen in der Praxis sind

Für den Zeitraum 1988:1 bis 1993:4 wird eine dynamische Prognose der österreichischen Industriebeschäftigung erstellt. Dynamisch heißt in diesem Zusammenhang, daß für die verzögerte endogene Variable aus Gleichung *(5)* prognostizierte und nicht tatsächlich beobachtete Werte verwendet werden. Somit wird in diesem Test der Prognosegenauigkeit keine nach dem IV. Quartal 1987 anfallende Information verwendet. Die benötigten Werte der erklärenden Variablen werden mit einem Strukturmodell der Industrieproduktion erstellt, das für den Zeitraum 1962:1 bis 1987:4 geschätzt wird (Übersicht 5) Für Prognosezwecke werden an diesem zyklischen Trend-Modell der Industrieproduktion zwei Änderungen vorgenommen: Der Dämpfungsfaktor wird auf 1 erhöht, um die im Beobachtungszeitraum gefundenen zyklischen Schwankungen ungedämpft in die Zukunft zu projizieren. Die Zykluslänge wird von dem für die Vergangenheit ermittelten durchschnittlichen Wert von 4 auf 6 Jahre hinaufgesetzt. Die erste Änderung erscheint völlig unproblematisch, für die Zulässigkeit der zweiten sprechen die Erfahrungen der Konjunkturbeobachtung im WIFO

Strukturelles zyklisches Trendmodell der Industrieproduktion *Übersicht 5*

Schätzperiode: 1962:1 — 1987:4

Zyklischer Trend:	$\hat{\sigma}^2_\eta = 0{,}00$	$\hat{\sigma}^2_\zeta = 0{,}90 \times 10^{-6}$ *(0,7712)*	$\hat{\sigma}^2_\chi = 81{,}00 \times 10^{-6}$ *(0,6264)*
Saison:	$\hat{\sigma}^2_\omega = 0{,}90 \times 10^{-6}$ *(1,6816)*		
Dämpfungsfaktor:	0,7343 *(3,1797)*	Frequenz: 0,3927	Periode: 16,00
Irreguläre Komponente:	$\hat{\sigma}^2_\varepsilon = 63{,}10 \times 10^{-6}$ *(0,8010)*		
	$s = 0{,}00004$	$R^2 = 0{,}9965$	$R^2_s = 0{,}1233$
	$r(1) = 0{,}0278$	$Q(5) = 0{,}7829$	$Q(8) = 1{,}2450$
Test der Residuen auf Normalverteilung:	$\chi^2[2] = 3{,}7528$		
Test der Residuen auf Heteroskedastizität:	$F[40, 40] = 1{,}3927$		

Kursive Zahlen in Klammern: t-Statistik

Das Ergebnis dieses Tests der Prognosegenauigkeit zeigt Abbildung 6. Die Treffsicherheit der Beschäftigungsprognose übertrifft die Erwartungen, vor allem angesichts des langen Prognosehorizonts von 6 Jahren. Die Beschäftigung-Output-Gleichung sollte daher für einen Prognosehorizont von 1 bis 2 Jahren durchaus brauchbare Vorhersagen der Beschäftigungsentwicklung in der österreichischen Industrie liefern.

Literaturhinweise

Ball, J., St. Cyr, E., „Short-Term Employment Functions in British Manufacturing", Review of Economic Studies, 1966, 33, S. 179-207.

Darby, J., Wren-Lewis, S., „Trends in U. K. Manufacturing Labor Productivity", Oxford Economic Papers, 1991, 43, S. 424-442.

Darby, J., Wren-Lewis, S., „Changing Trends in International Manufacturing Productivity", Scandinavian Journal of Economics, 1992, 94(3), S. 457-477.

Hahn, F. R., Thury, G., „Structural Time Series Models for the Austrian and German Industrial Production", WIFO Working Papers, 1992, (49).

Harvey, A. C., Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge, 1989.

Harvey, A. C., Henry, S. G. B., Peters, S., Wren-Lewis, S., „Stochastic Trends in Dynamic Regression Models: An Application to the Employment-Output Equation", Economic Journal, 1986, 96, S. 975-985.

Nickell, S., „An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom", Review of Economic Studies, 1984, 51, S. 529-557.

Nickell, S., „Dynamic Models of Labour Demand", in: Handbook of Labour Economics, Vol. I, Elsevier Science Publishers, London, 1986.

Pehkonen, J., „Trends in Manufacturing Productivity: Evidence from the Nordic Countries", Scandinavian Journal of Economics, 1994, 96(2), S. 267-274.

Tinsley, P., „A Variable Adjustment Model of Labour Demand", International Economic Review, 1971, 12, S. 428-455.