

Ein Fehlerkorrekturmodell für die Beschäftigungsnachfrage

An Error Correction Model for the Demand for Labour

Von Rainer Matthes und Peter M. Schulze, Mainz

1. Einleitung

Seit Mitte der 60er Jahre ist die Beschäftigungsentwicklung im Warenproduzierenden Gewerbe der BR Deutschland durch zyklische Schwankungen um einen negativen Trend gekennzeichnet. Die Zahl der abhängig Beschäftigten fiel zwischen 1966 und 1986 um 18,5%. Diese Tendenz ist um so gravierender, als der Anteil dieses Wirtschaftsbereiches an der Gesamtbeschäftigung auch heute noch etwa 45% beträgt und somit maßgeblich die Arbeitsmarktsituation beeinflusst wird. Ziel des folgenden Beitrags ist die ökonomische Modellierung dieser Entwicklung, insbesondere unter Berücksichtigung theoretischer Gleichgewichtskonzepte. Zu diesem Zweck wird eine erstmals von Phillips (1957) und Sargan (1964) in die Literatur eingeführte und später vor allem von Engle und Granger (1987) weiterentwickelte Modellklasse betrachtet, die unter bestimmten Voraussetzungen eine Verbindung von langfristigen Gleichgewichtsrestriktionen mit einer flexiblen Spezifikation kurzfristiger Anpassungsprozesse gestattet. Für solche Ansätze hat sich mittlerweile die Bezeichnung „Error Correction Model“ bzw. „Error Correction Mechanism“ (ECM) durchgesetzt, im weiteren als Fehlerkorrekturmodell bezeichnet. Der Ausdruck Fehlerkorrektur ist insofern etwas mißverständlich, als mit „Fehler“ temporäre Abweichungen von einem langfristigen (steady state) Gleichgewichtszustand charakterisiert und deren Auswirkungen auf die kurzfristige Modelldynamik untersucht werden sollen. Anwendungen dieses Modelltyps finden sich u.a. zur Modellierung des Konsumverhaltens (Davidson et al., 1978, Davidson und Hendry, 1981), der Lohnentwicklung (Hall, 1986) und zur Überprüfung neoklassischer Beschäftigungsfunktionen (Jenkinson, 1986). Die Arbeiten von Currie (1981) und Salmon (1982) befassen sich dagegen mit dem theoretischen Hintergrund von Fehlerkorrekturmodellen.

Im folgenden soll ein Fehlerkorrekturansatz allgemein dargestellt und anschließend anhand einer Beschäftigungsfunktion für das Warenproduzierende Gewerbe in der BR Deutschland illustriert werden.

2. Ökonomische Modellspezifikation und Fehlerkorrekturmechanismus

Die „klassische“ Vorgehensweise bei ökonomischen Analysen basiert auf der Vorgabe wirtschaftstheoretischer Modelle, die gleichzeitig als konkrete Schätzansätze

benutzt werden. Man konzentriert sich vorwiegend auf die Quantifizierung dieser vorgegebenen Strukturen mittels adäquater Schätztechniken. Die in dem Datenmaterial enthaltenen Informationen werden deshalb im Vergleich zu zeitreihenanalytischen Verfahren nur unvollständig ausgewertet. In aller Regel sind theoretische a priori-Informationen unspezifisch hinsichtlich dynamischer Anpassungsprozesse und beschreiben folglich langfristige Beziehungen bzw. Gleichgewichtszustände der Form

$$y_t = k \prod_i x_{i,t}^{\gamma_i} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, m \\ t = 1, \dots, N. \end{matrix} \quad (1)$$

Übernimmt man solche Modelle als loglinearen Schätzansatz gemäß

$$\ln y_t = \ln k + \sum_i \gamma_i x_{i,t} + v_t, \quad (1a)$$

wobei k einen Niveauparameter und γ_i die langfristige Elastizität von y in bezug auf x_i darstellt, ist aufgrund der fehlenden dynamischen Komponente mit einem autokorrelierten Restwertprozeß (v_t) zu rechnen. Außerdem tritt gerade bei Zeitreihendaten oftmals ein Multikollinearitätsproblem auf. Schließlich besteht bei einem solchen Vorgehen die Gefahr der Schätzung von Scheinkausalitäten („Spurious Regressions“, vgl. hierzu Granger, C. W. J., Newbold, P., 1974). Um diese Probleme zu umgehen, greift man häufig auf „Autoregressive Distributed Lag“-Modelle in Differenzenform

$$\alpha(B)(1 - B)^d \ln y_t = \sum_i \beta_i(B)(1 - B)^d \ln x_{i,t} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

mit B als Lag-Operator [$\alpha(B)$ bzw. $\beta(B)$ sind Lag-Polynome in B] zurück. ε_{1t} stellt die latente Variable dar, wobei

$$E(\varepsilon_{1t}) = 0$$

$$E(\varepsilon_{1t}^2) = \sigma^2$$

$$E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{1s}) = 0 \quad \text{für } t \neq s.$$

Die Lag-Struktur unterliegt bei diesem Ansatz keinerlei theoretischen Restriktionen, sondern wird vielmehr anhand einer rigorosen Analyse der statistischen Eigenschaften des Datenmaterials bestimmt. Mit einem solchen zeitreihenanalytischen Ansatz läßt sich allerdings nur das kurzfristige Verhalten ökonomischer Prozesse erfassen, potentielle langfristige Beziehungen zwischen den Modellvariablen bleiben unberücksichtigt. Falls aber theoretische Gleichgewichtskonzepte relevant sind, ist zu vermuten, daß Abweichungen von einem langfristigen Gleichgewichtszustand nicht ohne Einfluß auf die kurzfristige Modelldynamik bleiben. Vielmehr werden systemimmanente Kräfte (z.B. Marktmechanismen oder auch diskretionäre Eingriffe) bei Ungleichgewichtssituationen eine Bewegung hin zu diesem Gleichgewicht induzieren. Dies müßte dementsprechend bei der Modellbildung beachtet werden, mithin wäre (2) eine

Fehlspezifikation. Die Konstruktion des im folgenden zu erläuternden Fehlerkorrekturmodells trägt dieser Problematik dadurch Rechnung, daß einerseits die Forderung nach Theoriekonsistenz berücksichtigt wird, andererseits aber auch keinerlei Beschränkung der in dem Datenmaterial enthaltenen Informationen erfolgt. An dieser Stelle sind zunächst jedoch einige Begriffserläuterungen notwendig.

Viele ökonomische Zeitreihen zeichnen sich durch die Eigenschaft der Nichtstationarität aus. Nichtstationäre Prozesse, die sich durch d-malige Differenzenbildung in stationäre Prozesse überführen lassen, heißen integriert von der Ordnung d, kurz I(d). Stationäre Prozesse sind dementsprechend I(0):

$$(1 - B)^d \ln y_t \sim I(0). \quad (3)$$

Ökonomische Variablen sind häufig durch I(1)-Prozesse gekennzeichnet, so daß durch einmalige Differenzenbildung Stationarität erreicht werden kann. Wir wollen uns deshalb im folgenden auf integrierte Prozesse 1. Ordnung beschränken ($d = 1$). Gewöhnlich entspricht eine Linearkombination zweier oder mehrerer I(1)-Reihen ebenfalls einer I(1)-Variablen. Existiert aber eine Linearkombination, die selbst stationär ist, also

$$\ln y_t - \ln k - \sum_i \gamma_i \ln x_{i,t} = ECM_t \sim I(0), \quad (4)$$

dann heißen $\ln y$ und die $\ln x_i$ kointegriert (Vgl. Granger, C. W. J., 1986, S. 215). ECM_t gibt das Ausmaß der Ungleichgewichtssituation an und wird deshalb als Gleichgewichtsfehler bezeichnet. Für $ECM_t = 0$ befinden wir uns im langfristigen Gleichgewichtszustand. Kointegration der Modellvariablen impliziert demnach, daß – abgesehen von einem stationären Fehlerterm – langfristig ein Gleichgewicht gegeben ist. In diesem Fall kann (2) um eine Fehlerkorrekturdeterminante [...] gemäß

$$\alpha(B)\Delta \ln y_t = \sum_i \beta_i(B)\Delta \ln x_{i,t} - \lambda \left[\ln y_{t-1} - \ln k - \sum_i \gamma_i \ln x_{i,t-1} \right] + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

erweitert werden (ε_{2t} ist die latente Variable mit den nach Gl. (2) aufgeführten Eigenschaften). Der Ausdruck in der eckigen Klammer stellt das Ausmaß der Ungleichgewichtssituation in der Vorperiode (ECM_{t-1}) dar. Anhand des mit einem negativen Vorzeichen versehenen Parameters λ wird deutlich, daß eine Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in $t - 1$ einen korrigierenden Einfluß auf die kurzfristige Entwicklung von y ausübt. Für $ECM_{t-1} \geq 0$ würde also eine Bewegung hin zu diesem Gleichgewicht induziert. Dieser Sachverhalt wird deshalb als Fehlerkorrekturmechanismus bezeichnet. Eine solche Modellformulierung ist nur zulässig, wenn alle Komponenten I(0)-Prozesse repräsentieren. Es muß demnach sichergestellt sein, daß die Variablen wirklich kointegriert sind, da ansonsten (5) keinen Sinn macht; der einzig plausible Wert für λ wäre Null.

Der ECM-Ansatz verdeutlicht, welche Rolle die ökonomische Theorie bei der ökonometrischen Modellspezifikation übernehmen kann. Wenn theoretische Gleichgewichtshypothesen hinsichtlich der Erklärung komplexer ökonomischer Prozesse eine gewisse Relevanz besitzen, muß diese a priori-Information entsprechend genutzt

werden. Bei der Spezifikation der Lag-Struktur in (5) sollte man sich dagegen von einem mehr datenorientierten Vorgehen leiten lassen. Fehlerkorrekturmodelle stellen deshalb nicht zuletzt eine Synthese von „klassischer“ Ökonometrie und „theorieloser“ Zeitreihenanalyse dar.

3. Die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells

Zur Schätzung von (5) empfehlen Engle und Granger (1987) eine zweistufige Vorgehensweise. Zunächst erfolgt eine OLS-Schätzung der Gleichgewichtslösung (1). Falls die Variablen kointegriert sind, werden die γ_i konsistent geschätzt (Vgl. Banerjee, A. et al., 1986, S. 257). Die hierbei berechneten Restwerte (ECM) dienen in der zweiten Stufe als Grundlage für die Fehlerkorrekturabschätzung, wodurch bei der folgenden OLS-Schätzung von (5) Parameterrestriktionen eingeführt werden. Es läßt sich zeigen, daß diese „Zweistufen-Schätzer“ konsistent und genauso effizient sind wie die auf den wahren γ_i basierenden ML-Schätzungen (Zum Beweis vgl. Engle, R. F., Granger, C. W. J., 1987, S. 262f.).

Ein solches Vorgehen setzt – wie schon erwähnt – die Kointegration der Variablen in (1) voraus. Bevor demnach eine Schätzung von (5) erfolgen kann, muß getestet werden, ob die berechneten Restwerte aus (1a) einem stationären Prozeß folgen, d.h. ob die Wurzeln der charakteristischen Gleichung von

$$v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

absolut kleiner eins sind (ρ ist der Autokorrelationskoeffizient 1. Ordnung, ε_{3t} die latente Variable mit den o.g. Annahmen). Zunächst kann anhand des Durbin-Watson-Wertes aus (1a) die Nullhypothese ($v_t \sim$ Random-Walk) gegen die Alternativhypothese ($v_t \sim$ stationärer Markov-Prozeß 1. Ordnung) getestet werden. Bei Nichtstationarität geht der DW-Wert gegen Null. Dieser Test wird Cointegrating Regression Durbin-Watson (CRDW) Test genannt.

Ein weiterer Test auf Nichtstationarität wurde von Dickey und Fuller (1981) entwickelt (DF). Hierbei wird eine OLS-Schätzung von

$$\Delta v_t = \phi v_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (7)$$

durchgeführt. Im Stationaritätsfall muß der Parameter ϕ negativ und signifikant von Null verschieden sein, was sich durch eine einfache Umformung zu

$$v_t = (1 + \phi)v_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (7a)$$

verdeutlichen läßt. Die DF-Regression kann für einen autoregressiven Prozeß höherer Ordnung gemäß

$$\Delta v_t = \phi v_{t-1} + \sum_j \zeta_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_{4t} \quad (8)$$

erweitert werden, was als Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) bezeichnet wird (ζ_j sind zu schätzende Parameter, ε_{4t} ist die latente Variable mit den üblichen Annahmen).

Allerdings folgen die Teststatistiken nach Dickey-Fuller nicht der t-Verteilung. Bei Engle und Granger (1987) finden sich aber anhand von Monte Carlo-Simulationen ermittelte kritische Werte für DF und ADF sowie auch für CRDW, jedoch nur für den Fall zweier Variablen und einer Stichprobengröße von 100 (Vgl. Tab. 1):

Tabelle 1: Kritische Werte für den bivariaten Fall und N = 100

Test	1%	5%	10%
CRDW	0,511	0,386	0,322
DF	4,07	3,37	3,03
ADF	3,77	3,17	2,84

Quelle: Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987), S. 269.

Es muß weiterhin einschränkend bemerkt werden, daß für Werte von ρ nahe 1 alle angesprochenen Tests die Nullhypothese zu selten ablehnen (Vgl. Engle, R. F., Granger, C. W. J., 1987, S. 267ff.). Aus diesen Gründen sind die in Tab. 1 angegebenen Werte nur als Faustregel anzusehen. Für praktische Anwendungen ist es deshalb ratsam, alle Teststatistiken zu berechnen. CRDW, DF und ADF werden auch zur Bestimmung des Integrationsgrades der Modellvariablen in (1a) herangezogen, was selbstverständlich vor der ersten Stufe der Schätzung zu erfolgen hat, da definitionsgemäß nur Variablen des gleichen Integrationsgrades kointegriert sein können.

Ein weiteres Problem bei der zweistufigen Schätzung nach Engle und Granger besteht darin, daß es bei Kointegration grundsätzlich möglich ist, jeden der Regressoren in (1a) als abhängige Variable einzusetzen, um konsistente Schätzungen für die γ_i zu erhalten.

Aufgrund der Eigenschaften von OLS-Schätzungen wird es bei solchen inversen Regressionen aber nicht zu identischen Schätzwerten für die γ_i kommen. Insofern bieten sich mehrere konsistente Schätzungen der Gleichgewichtslösung als Grundlage für die zweite Stufe an. Welche davon letztlich verwandt werden sollte, ist bislang nicht zufriedenstellend geklärt, die Auswahl erfolgt deshalb mehr oder weniger willkürlich (Vgl. hierzu z.B. Hall, S. G., 1986, S. 235f.).

4. Die dynamische Modellierung der Beschäftigungsnachfrage

Es soll nun untersucht werden, ob sich die Beschäftigungsentwicklung im Warenproduzierenden Gewerbe in der BR Deutschland zwischen 1966 und 1986 durch einen Fehlerkorrekturansatz beschreiben läßt. Wir gehen von einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion

$$Q = f(E, K) = aE^{\tau_1}K^{\tau_2} \quad \text{mit } a = \text{const.} \quad (9)$$

aus, wobei Q für die Bruttowertschöpfung in Preisen von 1980, K für den Kapitalstock in Preisen von 1980 und E für die Zahl der abhängig Beschäftigten im Warenproduzierenden Gewerbe stehen. Mit τ_1 und τ_2 sind die partiellen Produktionselastizitäten gekennzeichnet.

Minimiert man die Kosten

$$C = wE + cK \quad (10)$$

unter der Nebenbedingung, daß ein vorgegebener Output

$$\bar{Q} = f(E, K) \quad (11)$$

produziert wird, so erhält man durch partielles Differenzieren der Lagrange-Funktion (η ist der Lagrange-Multiplikator)

$$L = wE + cK + \eta [\bar{Q} - f(E, K)] \quad (12)$$

nach E, K und η die Bedingungen 1. Ordnung für ein Kostenminimum. Unter Berücksichtigung der Cobb-Douglas Produktionsfunktion (9) ergibt sich schließlich durch Auflösen und Hinzufügen eines Zeitindex t

$$E_t^* = bQ_t^{\kappa_1} \left(\frac{w}{c}\right)_t^{\kappa_2} \quad \text{mit} \quad \begin{aligned} \kappa_1 &= 1/(\tau_1 + \tau_2) \\ \kappa_2 &= \tau_2/(\tau_1 + \tau_2) \\ b &= \text{const.} \end{aligned} \quad (13)$$

als die gewünschte langfristige Beschäftigungsnachfrage, wobei w die Lohnstückkosten und c die Kapitalnutzungskosten darstellen. Eine solche Formulierung impliziert betragsmäßig gleiche Faktorpreiselastizitäten. Wir gehen allerdings im folgenden von

$$\ln E_t^* = \ln b + \xi_1 \ln Q_t + \xi_2 \ln w_t + \xi_3 \ln c_t + \varepsilon_{5t} \quad (14)$$

als Schätzansatz für die langfristige Gleichgewichtsformulierung aus, weil bei den Kapitalnutzungskosten mit relativ hohen Meßfehlern zu rechnen ist (ε_{5t} ist wiederum die latente Variable mit den o.g. Eigenschaften). Für diesen Fall kann durch die separate Einbeziehung der Faktorpreise die meßfehlerbedingte Verzerrung in $\hat{\kappa}_2$ verringert werden, wenn $\text{Cov}(w, c) < \text{Var}(c)$ (Vgl. Clark, K. B., Freeman, R. B., 1980, S. 511ff.). Quellennachweise für die Daten zur Schätzung von Gl. (14) und Berechnungshinweise finden sich im Anhang.

Um ein Fehlerkorrekturmodell spezifizieren zu können, müssen zunächst die in Abschnitt 3 erläuterten Kointegrationstests durchgeführt werden. Anhand der CRDW-Werte für die Modellvariablen in Tab. 2 ist zu vermuten, daß durch einmalige Differenzenbildung durchgehend Stationarität erzielt werden kann. Gleichwohl sei nochmals betont, daß die in Tab. 1 wiedergegebenen kritischen Werte für unseren Fall nur approximativen Charakter haben können.

Tabelle 2: CRDW-Teststatistik

ln E	$\Delta \ln E$	ln Q	$\Delta \ln Q$	ln w	$\Delta \ln w$	ln c	$\Delta \ln c$
0,136	1,060	0,105	1,579	0,027	0,740	0,067	1,267

Wir gehen somit von einem Integrationsgrad $d = 1$ für alle betrachteten Zeitreihen aus. Die darauf folgende OLS-Schätzung von (14) brachte die nachstehenden Ergebnisse:

$$\ln \hat{E}_t^* = 0,355 + 0,749 \ln Q_t - 0,487 \ln w_t + 0,227 \ln c_t + \hat{\varepsilon}_{5t} \quad (15)$$

$$R^2 = 0,966 \quad DW = 1,67 \quad BPQ(4) = 7,589$$

Die Höhe des Determinationskoeffizienten (R^2) zeigt eine gute Anpassung der Regression. Die Autokorrelationsfunktion (Vgl. Tab. 3) und die daraus abgeleitete Box-Pierce-Statistik (BPQ) deuten allerdings auf eine noch in dem Residualprozeß enthaltene systematische Komponente hin.

Tabelle 3: Autokorrelationsfunktion der Restwerte

lag k	1	2	3	4
r_k	0,10	-0,24	-0,45	-0,31

Die Schätzungen für die langfristigen Elastizitäten haben die erwarteten Vorzeichen und liegen in plausiblen Größenordnungen. Auf die Angabe von t-Werten wurde verzichtet, weil aufgrund des autokorrelierten Restwertprozesses und der hohen Interkorrelationen der Regressoren (Vgl. Tab. 4) ohnehin keine Inferenz möglich ist.

Tabelle 4: Korrelationsmatrix

	$\ln E$	$\ln Q$	$\ln c$	$\ln w$
$\ln E$	1,00			
$\ln Q$	-0,665	1,00		
$\ln c$	-0,807	0,920	1,00	
$\ln w$	-0,862	0,941	0,979	1,00

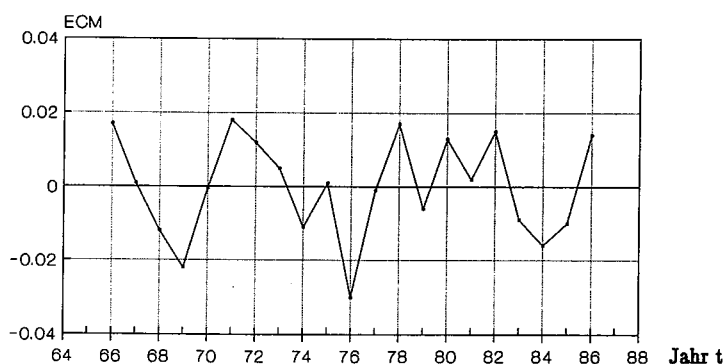


Abb. 1: Fehlerkorrekturterm (ECM) für die Perioden 1966-1986.

Für unsere Zwecke ist die Frage wichtig, ob die Variablen kointegriert sind, d.h., ob ε_{5t} einem stationären Prozeß folgt. Sowohl der Durbin-Watson-Wert ($CRDW = 1,67$), als auch die Dickey-Fuller-Teststatistiken ($DF = -3,981$; $ADF = -3,583$) können – zumindest auf dem 5%-Niveau – die Hypothese nicht widerlegen, daß $\varepsilon_{5t} \sim I(0)$. Somit scheint eine langfristige Gleichgewichtslösung gegeben und die Spezifizierung eines ECM-Ansatzes gemäß (5) angezeigt. Die berechneten Restwerte (siehe Abb. 1) aus (15) gehen dementsprechend als ECM in ein Fehlerkorrekturmodell ein.

Es wurde schließlich folgender Ansatz geschätzt (t-Werte in Klammern), der aufgrund statistischer Kriterien die Beschäftigungsentwicklung am besten beschreibt:

$$\Delta \ln \hat{E}_t = 0,274 \Delta \ln E_{t-1} + 0,204 \Delta \ln E_{t-2} + 0,653 \Delta \ln Q_t \quad (16)$$

(2,372) (1,793) (9,806)

$$+ 0,120 \Delta \ln c_t - 0,345 \Delta \ln w_t - 0,947 \text{ECM}_{t-1}$$

(2,705) (-6,931) (-4,562)

$$R^2 = 0,927 \quad F = 25,6 \quad \hat{\sigma} = 0,0089 \quad BPQ(4) = 0,813$$

F ist der Wert der F-Statistik und $\hat{\sigma}$ symbolisiert den Standardfehler der Schätzung.

Tabelle 5: Autokorrelationsfunktion der Restwerte

lag k	1	2	3	4
r_k	0,06	0,09	-0,17	0,02

Der Erklärungswert der Regression ist relativ hoch (Abb. 2 zeigt den Plot von $\Delta \ln E_t$ und $\Delta \ln \hat{E}_{t-1}$), alle Koeffizienten haben die erwarteten Vorzeichen und sind mit Ausnahme von $\Delta \ln E_{t-2}$ zumindest auf dem 5%-Niveau signifikant von Null verschieden. Bemerkenswert ist der hochsignifikante Fehlerkorrekturkoeffizient mit einem Wert nahe |1|. Ungleichgewichte in $t - 1$ werden demnach fast vollständig

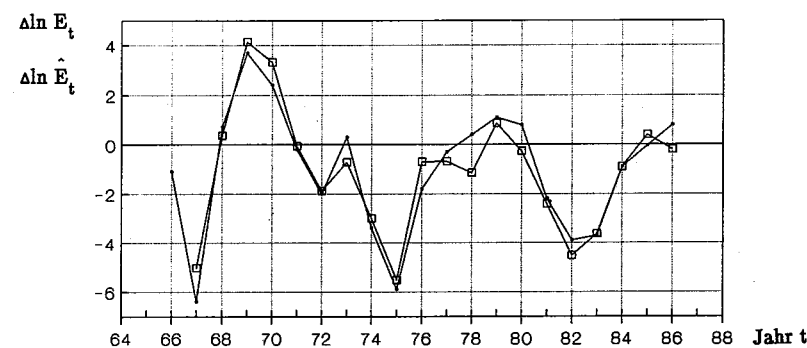


Abb. 2: Tatsächliche ($\Delta \ln E_t$) und geschätzte ($\Delta \ln \hat{E}_t$) jährliche Beschäftigungsveränderung.

● $\triangleq \Delta \ln E_t$ □ $\triangleq \Delta \ln \hat{E}_t$ (in%)

innerhalb eines Jahres abgebaut. Die Autokorrelationsfunktion der Restwerte weist auf einen White-Noise-Residualprozeß hin (Vgl. Tab. 5). Auch das Multikollinearitätsproblem ist mit dem ECM-Ansatz weitgehend gelöst. Die Interkorrelationen zwischen den Regressoren liegen betragsmäßig alle unter 0,66, wobei nur in drei Fällen 0,45 überschritten wird. Mit der Spezifizierung eines Fehlerkorrekturmodells vermeidet man somit die eingangs angesprochenen statistischen Probleme bei der Modellschätzung auf der Basis nichtstationärer Zeitreihen, ohne langfristige Informationen zu vernachlässigen.

Durch Ungleichgewichtssituationen in $t - 1$ wird die kurzfristige Entscheidung bzgl. der Beschäftigungsnachfrage in t nachhaltig beeinflusst und zwar um den Faktor

$$\left[\frac{ECM_{t-1}}{e} \right]^{-0,947}, \quad (17)$$

was durch die alternative Formulierung von (16) in (18) verdeutlicht ist:

$$\hat{E}_t = E_{t-1} \left(\left[\frac{E_{t-1}}{E_{t-2}} \right]^{0,274} \left[\frac{E_{t-2}}{E_{t-3}} \right]^{0,204} \left[\frac{Q_t}{Q_{t-1}} \right]^{0,653} \left[\frac{c_t}{c_{t-1}} \right]^{0,12} \left[\frac{w_t}{w_{t-1}} \right]^{-0,345} \right) \times \left[\frac{ECM_{t-1}}{e} \right]^{-0,947} \quad (18)$$

Es hat sich somit gezeigt, daß für die Beschäftigungsnachfrage im Warenproduzierenden Gewerbe in der BR Deutschland für den betrachteten Zeitraum eine langfristige statische Gleichgewichtslösung existiert, die konsistent geschätzt werden kann. Abweichungen von diesem Gleichgewicht haben sich im Rahmen eines ECM-Ansatzes als wichtige Determinanten der kurzfristigen Modelldynamik erwiesen.

5. Ergebnis

Die Formulierung eines Fehlerkorrekturmodells erscheint als eine Möglichkeit, Vorgaben der ökonomischen Theorie, die in aller Regel komparativ statische Gleichgewichtskonzepte beinhalten, sinnvoll in die ökonometrische Modellspezifikation einzubeziehen. Da die Existenz eines Gleichgewichts gleichbedeutend mit Kointegration der Modellvariablen ist, können theoretische Gleichgewichtshypothesen vorab getestet und bei Ablehnung der Nullhypothese im Rahmen eines ECM-Ansatzes als Determinante des kurzfristigen Modellverhaltens analysiert werden. Mit dieser Vorgehensweise werden zwar Parameterrestriktionen hinsichtlich der Gleichgewichtslösung eingeführt, die Bestimmung der Lag-Struktur erfolgt jedoch, da die ökonomische Theorie diesbezüglich sehr unspezifisch ist, aufgrund der statistischen Eigenschaften des Datenmaterials. Durch die Verbindung von theoretischen a priori-Informationen mit zeitreihenanalytischen Ansätzen wird damit sowohl der Forderung nach Theorie als auch nach Datenkonsistenz von Schätzungen Rechnung getragen.

Die Spezifikation und Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells wurde anhand der Beschäftigungsentwicklung im Warenproduzierenden Gewerbe der BR Deutschland

von 1966–1986 demonstriert. Es hat sich gezeigt, daß eine langfristige Gleichgewichtslösung existiert und Ungleichgewichtssituationen in der Vorperiode einen signifikanten Einfluß auf das Beschäftigungswachstum ausüben.

Datenanhang

- E: Beschäftigte Arbeitnehmer im Warenproduzierenden Gewerbe; Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe S. 11, Ergebnisse nach Wirtschaftsbereichen (Kreuztabellen) 1960 bis 1987, Stuttgart/Mainz 1988.
- Q: Bruttowertschöpfung im Warenproduzierenden Gewerbe in Preisen von 1980; Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe S. 11, Ergebnisse nach Wirtschaftsbereichen (Kreuztabellen) 1960 bis 1987, Stuttgart/Mainz 1988.
- w: Lohnstückkosten im Warenproduzierenden Gewerbe, berechnet nach:

$$w = \frac{BLG}{Q_n}$$

- BLG: Bruttolohn- und Gehaltssumme im Warenproduzierenden Gewerbe in jeweiligen Preisen, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe S. 9, Ergebnisse für Wirtschaftsbereiche (Branchenblätter) 1960 bis 1985, Stuttgart/Mainz 1987 und Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen 1987, Hauptbericht, Stuttgart/Mainz 1988.
- Q_n: Bruttowertschöpfung im Warenproduzierenden Gewerbe in jeweiligen Preisen, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe S. 9, Ergebnisse für Wirtschaftsbereiche (Branchenblätter) 1960 bis 1985, Stuttgart/Mainz 1987 und Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen 1987, Hauptbericht, Stuttgart/Mainz 1988.
- c: Kapitalnutzungskosten im Warenproduzierenden Gewerbe (eigene Berechnung); Grundlage waren die Analysen von König (1976) und Asmacher u. a. (1987). Benutzt wurde die bei Asmacher u. a. auf S. 40 angegebene Formel ohne Berücksichtigung regionaler Besonderheiten. Auf die umfangreichen Berechnungen soll im einzelnen nicht eingegangen werden.

Darüber hinaus danken die Verfasser H. J. Schalk, Münster, für detaillierte Berechnungshinweise für den Barwert steuerlicher Abschreibungen.

Literatur

- Asmacher, C., Schalk, H.-J., Thoss, R. (1987), Analyse der Wirkungen regionalpolitischer Instrumente, Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung, Münster.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Hendry, D. F., Smith, G. W. (1986), Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 253–277.
- Clark, K. B., Freeman, R. B. (1980), How Elastic is the Demand for Labor?, The Review of Economics and Statistics, 62, 509–520.
- Currie, D. (1981), Some Long-Run Features of Dynamic Time-Series Models, The Economic Journal, 91, 704–715.
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, F., Yeo, S. (1978), Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, The Economic Journal, 88, 661–692.
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. F. (1981), Interpreting Econometric Evidence, The Behaviour of Consumers' Expenditure in the UK, European Economic Review, 16, 177–192.

- Dickey, D. A., Fuller, W. A.* (1981), The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J.* (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- Granger, C. W. J.* (1986), Developments in the Study of Cointegrated Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213–228.
- Granger, C. W. J., Newbold, P.* (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.
- Hall, S. G.* (1986), An Application of the Granger & Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 229–239.
- Jenkinson, T. J.* (1986), Testing Neo-Classical Theories of Labour Demand: An Application of Cointegration Techniques, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 241–251.
- König, H.* (1976), Neoklassische Investitionstheorie und Investorenverhalten in der Bundesrepublik Deutschland, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 190, 316–348.
- Phillips, A. W.* (1957), Stabilization Policy and the Time Forms of Lagged Responses, *Economic Journal*, 67, 265–277.
- Salmon, M.* (1982), Error Correction Mechanisms, *The Economic Journal*, 92, 615–629.
- Sargan, J. D.* (1964), Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology, in: *Hart, P. E., Mills, G., Whittaker, J. N.* (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London/Butterworths.

Zusammenfassung

Der Beitrag stellt zunächst den Ansatz eines Fehlerkorrekturmodells dar, der es gestattet, unter bestimmten Voraussetzungen eine Verbindung von langfristigen Gleichgewichtsrestriktionen mit flexiblen Spezifikationen kurzfristiger Anpassungsprozesse herzustellen. Dabei werden einige wichtige Eigenschaften und Möglichkeiten zur Schätzung dieser Modelle skizziert.

Zur Illustration erfolgt abschließend die Spezifikation und Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells anhand der Beschäftigungsentwicklung im Warenproduzierenden Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland. Dabei zeigt sich, daß eine langfristige Gleichgewichtslösung existiert und Ungleichgewichtssituationen in der Vorperiode einen signifikanten Einfluß auf das Beschäftigungswachstum ausüben.

Summary

The analysis first shows the approach of an error correction model, which enables a connection of long-run equilibrium restrictions with flexible specification of short-run adjustment processes. Some important properties and possibilities to estimate these models are discussed.

For illustration purposes a specification and estimation of an error correction model for the development of employment in the Federal Republic of Germany follows. The analysis shows that a long-run equilibrium solution exists and the situations of disequilibrium in the preperiod are of significant influence to the growth of employment.

Prof. Dr. Peter M. Schulze und Dipl. Volksw. Rainer Matthes, Institut für Statistik und Ökonometrie der Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Welderweg 4, D-6500 Mainz.