

Kurt Kratena, Michael Wüger<sup>\*)</sup>

# Das WIFO-Modell für die österreichischen Wirtschaftssektoren

**Mit seinem makroökonomischen Modell erstellt das WIFO regelmäßig mittelfristige Prognosen für die österreichische Gesamtwirtschaft. Um diese durch Prognosen auf der Ebene von einzelnen Wirtschaftssektoren zu ergänzen, wurde der Aufbau eines Input-Output-Modells begonnen, dessen voll konsistente Ankoppelung an das WIFO-Makromodell für Prognosen und Simulationen die Erfassung gesamtwirtschaftlicher Zusammenhänge garantiert.**

Vor einem Jahr berichtete das WIFO über den aktuellen Stand der Arbeiten an einem multisektoralen Makromodell (MULTIMAC I; Kratena, 1994). Damals stand die erste Ausbaustufe eines Input-Output-Modells zur Verfügung, das voll konsistent an das WIFO-Makromodell angekoppelt werden konnte; dadurch entstand ein Surrogat für ein disaggregiertes Makromodell<sup>1)</sup>. Die vorliegende Arbeit präsentiert das theoretische und ökonometrische Rüstzeug des erweiterten Modellansatzes. Gegenüber der ersten Ausbaustufe hat sich nun vor allem die Form der Modellierung geändert. Die Aufteilung der Endnachfrage auf die einzelnen Güter wird durch ökonometrische Modelle erklärt, die Struktur der Vorleistungsverflechtung wurde dynamisiert.

Neben den methodischen Verbesserungen wurde auch die Datenbasis erneuert und verbessert. Die amtliche Statistik unterstützt in Österreich die Konstruktion eines disaggregierten Modells nur unvollständig. Vor allem für den Außenhandel reicht einerseits die Auswertung der Daten mit dem österreichischen Schlüsselsystem AUDOKLASYS nur bis 1992, und andererseits fehlen die für ein disaggregiertes Modell unbedingt erforderlichen Außenhandelspreisindizes auf disaggregierter Ebene. Preisindizes liegen nur für die 9 SITC-Hauptgruppen vor, und so mußten eigene Export- und Importpreisindizes konstruiert werden.

Das Modell basiert nun nicht mehr auf der vorläufigen Input-Output-Tabelle 1988 des WIFO, sondern auf der offiziellen Input-Output-Tabelle 1983 des ÖSTAT. Diese gibt die Struktur der österreichischen Wirtschaft für das Basisjahr 1983 korrekt wieder<sup>2)</sup>. Der Einbau neuer statistischer Informationen über die Vorleistungsstrukturen erfolgt nun im Rahmen der Dynamisierung der Intermediärnachfrage. Dadurch sollen sowohl die Detailinformation und die un-

verzerrte Struktur einer amtlichen Input-Output-Tabelle genutzt als auch aus der amtlichen Statistik hervorgehende Änderungen der Struktur der Intermediärnachfrage eingebaut und für die Zukunft fortgeschrieben werden.

Auch das Input-Output-Modell der neuen Form ist ein reines Mengenmodell ohne Preisblock. Die Zusammenhänge zwischen Preisen, Ein-

kommen und Nachfrage werden weiterhin im Aggregat im Makromodell erfaßt. Im Input-Output-Modell werden die Endnachfragekategorien nun (im Gegensatz zur ersten Ausbaustufe) aufgrund von ökonometrisch sauber modellierten Nachfragesystemen aufgeteilt, die Importe nach Gütern und die Beschäftigung (Erwerbstätige insgesamt)

**Vor einem Jahr stellte das WIFO die erste Version des Modellansatzes vor. In der nun vorliegenden zweiten Ausbaustufe sind Analysen für Produktion und Beschäftigung von 19 Wirtschaftssektoren möglich. Die wesentlichen Neuerungen gegenüber der ersten Ausbaustufe sind der Einbau der Datenbasis der Input-Output-Tabelle 1983 des ÖSTAT, die Dynamisierung der Input-Output-Struktur (die „fixe Technologie“ des Input-Output-Modells war immer ein Hauptkritikpunkt an dieser Methode) sowie die ökonometrische Modellierung der Nachfrageströme der einzelnen Sektoren (Importe, Exporte, privater Konsum).**

werden ebenfalls durch ökonometrische Modelle auf disaggregierter Ebene bestimmt.

Das Modell ist dafür konzipiert, u. a. auch mittelfristige Prognosen von Produktion und Beschäftigung der in Übersicht 1 angeführten 19 Sektoren zu erstellen. Ausgangspunkt dieser mittelfristigen Sektorprognose sind die Nachfrageaggregate der mittelfristigen gesamtwirtschaftlichen

<sup>\*)</sup> Die Aufbereitung der statistischen Daten betreuten Inge Buder, Susanne Kopal und Christa Magerl.

<sup>1)</sup> Vor allem was die konkrete Ausgestaltung des Rechensystems der Input-Output-Analyse betrifft, orientiert sich dieses Modell an den voll ausgebauten Modellen des „Cambridge Growth Project“ (Barker 1976, Barker — Peterson 1987).

<sup>2)</sup> Das bezieht sich vor allem auf die Make-Matrix: Sie unterliegt im Rahmen der Tabellenerstellung im ÖSTAT vielfältigen Korrekturen mit Umbuchungen auf der Ebene einzelner Betriebe. Die vorläufige Input-Output-Tabelle 1988 des WIFO verwendete für die Make-Matrix einfach die Rohdaten der österreichischen Wirtschaftsstatistik.

## Die Wirtschaftssektoren im Input-Output-Übersicht 1 Modell des WIFO

1 Land- und Forstwirtschaft	11 Metallverarbeitung
2 Bergbau	12 Energie- und Wasserversorgung
3 Nahrungs- und Genußmittel	13 Bauwesen
4 Textilien, Bekleidung Leder	14 Groß- und Einzelhandel
5 Holz- und -verarbeitung	15 Beherbergungs- und Gaststättenwesen
6 Papierindustrie	16 Verkehr Nachrichtenübermittlung
7 Chemische Industrie (ohne Erdöl)	17 Vermögensverwaltung
8 Erdölindustrie	18 Sonstige Dienste
9 Stein- und Glaswaren	19 Öffentlicher Dienst
10 Grundmetallindustrie	

Prognose mit dem WIFO-Makromodell: privater und öffentlicher Konsum, Investitionen (einschließlich Lagerveränderungen) und Exporte. Die „Sektor-Dimension“ kommt durch die Modellierung im Input-Output-Modell zustande. Mit diesem nun neu ausgebauten Werkzeug können weiterhin Sektoreffekte verschiedener „Schocks“ beschrieben werden (z. B. Einführung einer Energiesteuer, Kaufkraftabfluß, Ostöffnung)<sup>3)</sup>. Außerdem ist es möglich, diese Prognose für 19 Sektoren weiter zu disaggregieren und die Entwicklung auf der Ebene einzelner Produktgruppen darzustellen<sup>4)</sup>.

Im folgenden wird zunächst die Modellstruktur insgesamt dargestellt und dann auf die einzelnen Blöcke im Detail eingegangen. Ein Ausblick über mögliche weitere Ausbauschritte schließt die Studie ab.

## Modellstruktur und Modellösung

Der Lösungsalgorithmus der meisten gesamtwirtschaftlichen Input-Output-Modelle läuft über eine simultane Bestimmung von Gesamtnachfrage, Importen und heimischem Output auf der Basis der dem Input-Output-Modell zugrundeliegenden Güterbilanzen<sup>5)</sup>. Die Güterbilanz läßt sich mit den Gleichungen (1) bis (3) ausdrücken (siehe Kasten „Formale Darstellung des Input-Output-Modells“). Dabei ist  $F$  der Spaltenvektor der gesamten Endnachfrage: der Summe aus privatem Konsum ( $C$ ), Brutto-Anlageinvestitionen einschließlich Lagerveränderungen ( $I$ ), öffentlichem Konsum ( $G$ ) und Exporten ( $X$ ). Der Vektor der gesamten Intermediärnachfrage ergibt sich durch Multiplikation des Outputvektors  $Q(A)$  (Output nach Aktivitäten) mit der Matrix der technischen Koeffizienten,  $A$ . Die Gesamtnachfrage nach Gütern muß gleich sein dem Gesamtangebot,  $Q$ , bestehend aus inländischem Güteroutput,  $Q(d)$ , und Importen,  $M$ .

Zur Lösung des Modells wird nun zunächst die Summe der Endnachfragekomponenten aus der Lösung des Makromodells übernommen und mit Hilfe von Nachfragesystemen auf die 19 Güter aufgeteilt<sup>6)</sup>. Dadurch entsteht der Vektor  $F$ . Im Input-Output-Modell werden dann simultan die Importe und die Brutto-Produktionswerte errechnet.

Das setzt das Vorhandensein der beiden Matrizen  $A$  und  $D$  voraus. Die Matrix der technischen Koeffizienten,  $A$ , verändert sich im Zeitablauf, die Marktanteilmatrix  $D$  bleibt konstant. Die Marktanteilmatrix verknüpft im Make-Use-System der Input-Output-Statistik die Güter- mit der Aktivitätsklassifikation. Sie zeigt den Beitrag der einzelnen Aktivitäten (Zeile) zum Güteroutput (Spalte) und hat die Spaltensumme 1<sup>7)</sup>.

Das System aus den Gleichungen (1) bis (4) läßt nun eine Lösung für die Brutto-Produktionswerte zu, wenn  $A$ ,  $D$  und  $F$  gegeben sind. Die Importe (Gleichung (5)) werden als von der Gesamtnachfrage abhängig spezifiziert; dabei wurde eine dynamische Spezifikation mit  $HECM_{i,t} = (\ln M_{i,t-1} - \ln Q_{i,t-1})$  als einem homogenen Fehlerkorrekturmechanismus gewählt (siehe dazu Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“).

Der private Konsum wird durch das in Gleichung (6) in seiner dynamischen Form dargestellte Almost Ideal Demand System (AIDS) determiniert (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“ und „Vollständige Nachfragemodelle für den privaten Konsum“) mit  $w_i$  als den Anteilen des Konsumgutes  $i$  am Gesamtkonsum (zu konstanten Preisen). Für die  $k$  Investitionsarten wurden fixe Koeffizienten der Güterstruktur angenommen, so daß sich der Gesamtvektor als Summe über diese  $k$  Investitionsarten ergibt. Der öffentliche Konsum ist gemäß der Konvention der österreichischen Statistik ausschließlich Nachfrage nach Gütern des öffentlichen Sektors, was die Verwendung fixer Koeffizienten erlaubt. Für die Exporte wurden Einzelgleichungen in Form eines Distributive-lag-Ansatzes geschätzt,  $Y$  steht für die Aktivitätsvariable (BIP der OECD oder der EU).

Die Beschäftigung nach Sektoren ergibt sich über die Arbeitsproduktivität ( $l_i$ ) und den Brutto-Produktionswert ( $Q_i(A)$ ) der Sektoren. Die Arbeitsproduktivität hängt vom Outputwachstum („Verdoorn-Koeffizienten“) und von sektorspezifischen linearen Trends mit Dummy-Variablen ab (Gleichung (10)), wobei ebenfalls ein Fehlerkorrekturmodell gewählt wurde.

## Intermediärnachfrage

Eine wichtige Erweiterung des Modells bildet die Dynamisierung der Vorleistungsstrukturen. Das Modell beruht auf den Strukturen der amtlichen Input-Output-Tabelle 1983; die Dynamisierung der Intermediärnachfrage wird über eine Änderung der technischen Koeffizienten eingebaut. Sie ist notwendig, weil insbesondere in einer hoch aggregierten Input-Output-Tabelle von jeweils 19 Aktivitäten und Gütern eine Fülle von Phänomenen technischen Wandel auftreten läßt, ohne daß sich die Produktionstechnologien im engeren Sinn geändert hätten. Das wichtigste dieser

<sup>3)</sup> Dabei muß allerdings das Preismodell getrennt vom hier vorgestellten Mengenmodell eingesetzt werden. Ein voll integriertes Preis-Mengen-Modell kann nur in einer weiteren Ausbaustufe angestrebt werden.

<sup>4)</sup> Dabei wird die Prognose für die 19 Sektoren weiter aufgespalten und nicht eine Prognose auf disaggregiertem Niveau erstellt; zusätzliche Informationen können aber auf disaggregierter Ebene einfließen.

<sup>5)</sup> Vgl. dazu auch das österreichische INFORUM-Modell (Richter, 1994).

<sup>6)</sup> Für die Exporte werden Einzelgleichungen geschätzt. Abweichungen von den Exporten laut Makromodell werden jedoch durch flexible Anpassung eliminiert.

<sup>7)</sup> Zur Anwendung des Make-Use-Systems in der österreichischen Input-Output-Statistik vgl. Fleischmann — Rainer (1985).

## Formale Darstellung des Input-Output-Modells

## Güternachfrage

$$(1) \mathbf{Q} = \mathbf{A} \cdot \mathbf{Q}(\mathbf{A}) + \mathbf{F},$$

$$(2) \mathbf{Q}(\mathbf{d}) = \mathbf{Q} - \mathbf{M},$$

$$(3) \mathbf{Q}(\mathbf{A}) = \mathbf{D} \cdot \mathbf{Q}(\mathbf{d}),$$

$$(4) F_i = C_i + I_i + G_i + X_i,$$

## Importe

$$(5) \Delta \ln M_{i,t} = c_{0i} + c_{1i} \text{HECM}_{i,t} + c_{2i} \ln Q_{i,t} + c_{3i} \Delta \ln Q_{i,t},$$
 Fehlerkorrekturmodell

## Privater Konsum (AIDS-Modell)

$$(6) w_{i,t} = c_{0i} + c_{1i} \ln C_t + c_{2i} (w_{i,t-1} - c_{0i} - c_{1i} \ln C_{t-1}) + c_{3i} \Delta \ln C_t,$$
 Fehlerkorrekturmodell

## Investitionen, öffentlicher Konsum, Exporte

$$(7) I_i = \sum_k b_{ik} I_k,$$

$$(8) G_i = g_i G,$$

$$(9) \ln X_{i,t} = c_{0i} + c_{1i} \ln Y_t + c_{2i} \ln Y_{t-1} + c_{3i} \ln X_{i,t-1},$$

## Produktivität und Beschäftigung

$$(10) \ln l_{i,t} = c_{0i} + c_{1i} \ln Q_{i,t}(A) + c_{2i} t_i - c_{3i} (\ln l_{i,t-1} - c_{0i} - c_{1i} \ln Q_{i,t-1}(A) - c_{2i} (t-1)_i),$$

$$(11) L_i = \frac{1}{l_i} \cdot Q_i(A).$$

Phänomene ist die Änderung des Product-mix eines Sektors, die umso schwerer wiegt, je höher das Aggregationsniveau der Tabelle ist

Ein anderes Phänomen ist „outsourcing“, d. h. die Auslagerung von bisher in einem Betrieb einer Aktivität erstellten Leistungen in Betriebe anderer Sektoren; das betrifft vor allem die selbst erstellten Dienstleistungen von Industrieunternehmen.

Eine detaillierte Studie über verschiedene Methoden zur „Dynamisierung“ technischer Koeffizienten in Input-Output-Modellen bietet Richter (1991B). Die hier gewählte Methode orientiert sich sehr stark an dem dort dargelegten „Methodenpluralismus“, der erlaubt, ein Maximum an Information zu nutzen. In drei Bereichen verwendet dieses Modell Information aus der Vergangenheit für die Zukunft, um eine Änderung der technischen Koeffizienten modellieren und prognostizieren zu können:

- der Input von Energie je Outputseinheit nach Energieträgern,
- „Product-mix“-Effekte auf der Ebene der Dreisteller der Betriebssystematik,
- Änderungen der „wichtigen“ Inputs.

Diese Methoden werden zunächst auf die Entwicklung zwischen 1983 und 1992 angewandt. Das Ziel ist — gegeben eine Schätzung der Endnachfrage nach 19 Gütern für 1992 und das disaggregierte Importmodell — ausgehend von der Input-Output-Tabelle 1983 die Brutto-Produktionswerte für 1992 ex post zu prognostizieren. Die so geschätzte Intermediärnachfrage-Matrix wird dann durch einen Randausgleichsalgorithmus angepaßt. Diese angepaßte Matrix

für 1992 und die daraus ableitbare Entwicklung der technischen Koeffizienten zwischen 1983 und 1992 bilden die Grundlage für die Fortschreibung der technischen Koeffizienten über den Prognosezeitraum. Da es „Sättigungsniveaus“ für technische Koeffizienten gibt, wird ein Verfahren mit abnehmenden Zuwachsraten — ähnlich einer logistischen Kurve — angewandt<sup>8)</sup>

## Die Importe

Das Datenmaterial für die Importe nach 19 Gütergruppen zu Preisen von 1983 mußte im WIFO konstruiert werden, da die amtliche Statistik nichts Entsprechendes anbietet. Dazu wurde von den Auswertungen des österreichischen Außenhandels nach Dreistellern der österreichischen Betriebssystematik mit dem Schlüsselsystem AUDOKLASYS für die Periode 1976 bis 1992 ausgegangen. Aus den Wert- und Mengenangaben wurde ein auf Unit-values beruhender Paasche-Preisindex mit Basis 1983 errechnet. Statistische Ausreißer der Deflatoren in einzelnen Jahren wurden durch Interpolation korrigiert. Unplausible Entwicklungen über die gesamte Periode wurden aufgrund von zusätzlichen Preisinformationen für dieses Gut (inländische Preise) oder von Informationen über die Importpreise ähnlicher Güter verändert. Daraus errechnete sich eine Zeitreihe der Importe von Waren und Dienstleistungen von 19 Gütergruppen zu Preisen von 1983.

Bei der Erstellung des Importblockes wurde versucht, der neueren Entwicklung in der Ökonometrie Rechnung zu tragen (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehler-

<sup>8)</sup> Die Summe der technischen Koeffizienten (zu laufenden Preisen) und der Wertschöpfungskoeffizienten darf nicht größer als 1 werden, und der Wertschöpfungsgehalt einzelner Produktionen kann nicht unbegrenzt sinken, wenngleich es keine zuverlässigen Anhaltspunkte für diese Grenzen gibt. Die Anpassung einer logistischen Kurve an die Entwicklung der technischen Koeffizienten wurde bereits früh im INFORUM-Modell verwendet (Almon et al. 1974).

## Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle

In den siebziger Jahren entwickelten Box und Jenkins ARIMA-Modelle für die Prognose von Zeitreihen. Diese erfordern stationäre Zeitreihen, d. h. — vereinfacht — Mittelwert und Varianz der Reihen müssen über die Zeit konstant bleiben. Wenn  $z$  eine Zeitreihe steigende Tendenz hat, sind ihr Mittelwert und ihre Varianz nicht konstant, und sie muß so transformiert werden, daß sie stationär wird. Kann das durch einmalige Differenzbildung erreicht werden, so bezeichnet man die Zeitreihe als integriert der Ordnung 1, kurz  $I(1)$ .

Eine integrierte Zeitreihe hat besondere langfristige Eigenschaften. Sie kann sich unabhängig von anderen ökonomischen Variablen und Zusammenhängen entwickeln, und sie hat ein unendlich langes „Gedächtnis“, d. h. ein vergangener Schock hat einen dauerhaften Einfluß auf die Entwicklung der Zeitreihe. Ein Beispiel für einen integrierten Prozeß ist der „Random Walk“, bei dem die langfristige Entwicklung — wie der Name sagt — durch zufällige Störungen bestimmt wird<sup>1)</sup>.

Getestet werden kann die Integrationsordnung einer Zeitreihe  $z$ . B. durch ein Verfahren von Dickey — Fuller (1981). Dabei wird  $z$  in einem Test auf Ordnung 1 die erste Differenz einer Zeitreihe auf ihr verzögertes Niveau sowie gegebenenfalls auch auf verzögerte Differenzen regressiert und getestet, ob der Koeffizient der Niveauvariablen ein mit Hilfe von Monte-Carlo-Studien errechnetes kritisches Signifikanzniveau übertrifft. Ist der Koeffizient nicht signifikant von Null verschieden, so ist die Reihe integriert der Ordnung 1. Ökonomische Zeitreihen sind in der Regel nicht stationär, sondern integriert (Nelson — Plosser, 1982). Wenn unabhängige integrierte Prozesse miteinander regressiert werden, tritt das Problem der „Scheinregressionen“ auf (spurious regressions; Granger — Newbold, 1974): Man erhält Teststatistiken ( $t$ -Werte) der Schätzkoeffizienten, die für das vorgegebene Testniveau fälschlicherweise zu oft signifikante Abhängigkeit anzeigen (Wolters, 1995). Da die Schätzer in diesem Fall nicht normalverteilt sind, kann die statistische Inferenz nicht wie gewohnt angewandt werden (Cuthbertson — Hall — Taylor, 1992).

Bei der Interpretation und Anwendung der üblichen Testverfahren für Regressionen mit nichtstationären Variablen ist daher Vorsicht angebracht. Die „Kointegrationstheorie“ liefert eine Lösung dieses Problems (Wolters, 1995) und gestattet darüber hinaus eine Verbindung zur ökonomischen Theorie, die davon ausgeht, daß zwischen ökonomischen Variablen dauerhafte Beziehungen bestehen („steady-state equilibrium“). Diese dauerhafte Beziehung verhindert ein zu starkes Auseinanderbewegen von zwei oder mehreren Variablen. Eingeführt wurde das Konzept der Kointegration von Granger (1981) und erweitert von Engle — Granger (1987).

Um dieses Konzept zu erläutern, sei folgende Gleichgewichtsbeziehung zwischen  $y$  und  $x$  angenommen:

$$(12) y_t = \alpha x_t$$

Bringt man  $\alpha x_t$  auf die andere Seite, so wird sichtbar, daß die Abweichung vom Gleichgewicht Null ist. Das gilt aber nur theoretisch, weil Störfaktoren, Meßfehler oder nicht genau kontrollierte Beziehungen Abweichungen verursachen können. Die Störungen des Gleichgewichts werden deshalb nur im Durchschnitt Null sein; Schwankungen um diesen Wert können auftreten:

$$(13) z_t = y_t - \alpha x_t$$

In (13) mißt  $z_t$  somit, wie sehr das System aus dem Gleichgewicht ist. Wenn daher  $y_t$  und  $x_t$   $I(1)$  sind, könnte eine Linearkombination von beiden ( $z_t$ ) einen stationären Rest ergeben ( $z_t$  ist  $I(0)$ ), d. h.  $z_t$  kann sich nicht sehr weit von Null entfernen. In diesem Fall haben  $x_t$  und  $y_t$  eine gemeinsame langfristige Komponente, die immer wieder ein Gleichgewicht herstellt:  $x_t$  und  $y_t$  sind kointegriert. Die einzige Möglichkeit in diesem Fall (Engle — Granger, 1987), das ursprüngliche Regressionsproblem statistisch sauber zu lösen, ist die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells (Davidson et al., 1978, Salmon, 1982) der Form

$$(14) \Delta y_t = \delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^l b_{2i} \Delta x_{t-i} + u_t$$

$\Delta$  ist der Differenzenoperator ( $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ). Die dynamische Spezifikation (14) enthält also sowohl langfristige ( $z_t$ ) als auch kurzfristige Elemente ( $\Delta y_t, \Delta x_t$ ). Sie stellt gewissermaßen eine Versöhnung zwischen dem Standpunkt der Zeitreihenanalytiker — die nur mit trend- bzw. differenzbereinigten Daten arbeiten, um Scheinkorrelationen zu vermeiden — und Ökonometrikern bzw. Ökonomen her — die für die Verwendung von Niveaus plädieren, um die langfristigen Beziehungen analysieren zu können.

Die Fehlerkorrekturgleichung (14) kann in unterschiedlichen Parametrisierungen verwendet werden (siehe Wolters, 1995, und die dort angeführte Literatur). Ein Versuch, die bestehende Multikollinearität zwischen  $y_t$  und  $x_t$  zu reduzieren, ist die Form (15), in der  $HECM_t$  den homogenen Fehlerkorrekturterm ( $HECM_t = y_t - x_t$ ) darstellt ( $\alpha$  also 1 gesetzt wird und Abweichungen davon durch den Parameter  $c$  erfaßt werden):

$$(15) \Delta y_t = \delta HECM_{t-1} + c x_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^l b_{2i} \Delta x_{t-i} + u_t$$

Der Schätzer des „Kointegrationsparameters“  $\alpha$  ergibt sich aus (16):

$$(16) \alpha = 1 - \frac{\delta}{c}$$

Mit einem nichtlinearen Ansatz läßt sich der Kointegrationsparameter  $\alpha$  durch Gleichung (17) direkt schätzen<sup>2)</sup>:

$$(17) \Delta y_t = \delta (y_{t-1} - \alpha x_{t-1}) + \sum_{j=1}^k a_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^l b_j \Delta x_{t-j} + u_{1t}$$

Die Signifikanz des Fehlerkorrekturterms ( $\delta$ ) ist dafür ausschlaggebend, ob Kointegration vorliegt (dies ist der Fall, wenn  $\delta$  signifikant kleiner Null ist); sie kann wieder nur mit eigens dafür entwickelten Teststatistiken überprüft werden (Wolters, 1995, und die dort angeführte Literatur).

Asymptotisch effiziente und unverzerrte Schätzungen des langfristigen Parameters  $\alpha$  kann nach Phillips — Loretan (1991) folgende nichtlineare Gleichung (18) liefern:

$$(18) y_t = \alpha x_t + \sum_{j=1}^n b_{0j} (y_{t-j} - \alpha x_{t-j}) + \sum_{j=0}^m b_{1j} \Delta x_{t-j} + v_t$$

Ein Vergleich der Gleichungen (14) und (18) zeigt, daß Phillips — Loretan anstelle verzögerter Differenzen der abhängigen Variablen hauptsächlich<sup>3)</sup> verzögerte Gleichgewichtsbeziehungen verwenden, um den „Abschneidefehler“ (integrierte Prozesse haben — wie erwähnt — ein unendlich langes Gedächtnis) zu vermeiden. Der Vorteil dieses Ansatzes besteht darin, daß die statistische Inferenz (z. B.  $t$ -Tests) wie gewohnt angewandt werden kann (Phillips — Loretan, 1991, Aiginger — Brandner — Wüger, 1995).

<sup>1)</sup> Ursprünglich wurde im Rahmen der Integrationsfrage nur die langfristige Komponente einer Variablen betrachtet. Da ökonomische Zeitreihen zumeist eine starke Saisonkomponente aufweisen, die sich über die Jahre verändert, wurde versucht, das Konzept der Integration auch auf den Saisonverlauf zu übertragen (Hylleberg et al., 1990, Osborn et al., 1988). Eine Zeitreihe hat Ordnung  $I(d, s)$ , wenn sie erst durch  $d$ -maliges (reguläres) Differenzieren sowie  $s$ -maliges saisonales Differenzieren stationär gemacht werden kann. Für Quartalsdaten ist  $s$  gleich 4, für Monatsdaten 12. Die so gebildeten Differenzen der Schrittweite 4 bzw. 12 entsprechen Vorjahresveränderungen — <sup>2)</sup> In diesem Ansatz wird das „zweistufige“ Schätzverfahren der Fehlerkorrektur in einer nichtlinearen Gleichung zusammengefaßt — <sup>3)</sup> Sie setzen im allgemeinen auch Vorläufe (leads) der (differenzierten) exogenen Variablen ein.

korrekturmodelle<sup>9)</sup> Zunächst wurden die Integrationseigenschaften der Zeitreihen untersucht. Da die Tests anzeigten, daß die Zeitreihen durchaus nicht stationär sind (d. h. Mittelwert und Varianz bleiben über die Zeit nicht konstant), wurde getestet, ob zwischen der Gesamtnachfrage und den Importen auf disaggregiertem Niveau eine kointegrierende Beziehung besteht. Kointegration bezeichnet den Umstand, daß zwei oder mehrere nichtstationäre Variable (hier Gesamtnachfrage und Importe) langfristig gemeinsame Entwicklungen aufweisen, die als langfristiges (ökonomisches) Gleichgewicht interpretiert werden können.

Da Gesamtnachfrage und Importe auf disaggregiertem Niveau kointegriert sind, lag es auf der Hand, als Funktionsansatz Fehlerkorrekturmodelle zu verwenden. Diese dynamischen Spezifikationen kombinieren lang- und kurzfristige Elemente und unterstellen die Existenz eines langfristigen Gleichgewichts. Abweichungen davon treten immer wieder auf, lösen jedoch Korrekturmechanismen aus, die wieder ein Gleichgewicht herstellen<sup>9)</sup>. Wie aus dem Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“ ersichtlich ist, wurden vier verschiedene Parametrisierungen von Fehlerkorrekturmodellen zur Erklärung der Importnachfrage der einzelnen Sektoren getestet. Zur Unterscheidung zwischen den einzelnen Ansätzen dienten ein Vergleich der Standardfehler der Gleichungen und ein Test der Parameterstabilität (CUSUM-Test und CUSUM-Test)<sup>10)</sup>.

Für die meisten der 19 Güter lieferte der homogene Fehlerkorrekturansatz die besten Resultate, in einigen anderen Fällen wurde der zweistufige Ansatz bzw. der Ansatz von Phillips — Loretan (1991) verwendet. Der zweistufige Ansatz erwies sich als überlegen für die Gütergruppen Holzbearbeitung und -verarbeitung sowie Steine, Glas. Der Ansatz von Phillips — Loretan brachte für die Gütergruppen Nahrungsmittel und Genußmittel sowie Metallverarbeitung bessere Ergebnisse. In Simulationen stimmt die Lösung für die Gesamtimporte gut mit jener des Makromodells überein; das belegt, daß die „Welt“ der beiden Modelle weitgehend identisch ist.

## Der private Konsum

Der gesamte private Inländerkonsum wird im WIFO-Makromodell mit Hilfe eines Fehlerkorrekturansatzes bestimmt, da Einkommen und Konsum kointegriert sind. Der Inländerkonsum im Inland (Inländerkonsum ohne Reiseverkehrausgaben der Österreicher im Ausland) wird in das Input-Output-Modell übernommen und durch ein vollständiges Nachfragemodell (AIDS — Almost Ideal Demand System; siehe Kasten „Vollständige Nachfragemodelle für den privaten Konsum“) auf die in Übersicht 2 angeführten Verbrauchsgruppen aufgeteilt. (Für den In-

## Verbrauchsgruppen des privaten Konsums Übersicht 2

1 Nahrungsmittel Getränke	10 Individualverkehr
2 Tabak	11 Verkehrsdienste
3 Kleidung	12 Nachrichtendienste
4 Wohnungsnutzung	13 Bildung
5 Heizung Beleuchtung	14 Körperpflege
6 Einrichtung	15 Sonstige Waren
7 Hausrat Haushaltsführung	16 Hotel- und Gastgewerbe
8 Elektrogeräte	17 Finanzielle Dienste
9 Gesundheit	18 Sonstige Dienste

landskonsum der Ausländer wird das gleiche System gewählt.)

Aufgrund der tiefen Disaggregation und der Kürze der vorhandenen Zeitreihen ist nur eine Schätzung der preisunabhängigen Version des AIDS (PIGLOG-Version) möglich und sinnvoll<sup>11)</sup>.

Bei der Schätzung des statischen AIDS-Ansatzes trat das Problem der Scheinkorrelation auf (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“) Testprozeduren von Dickey — Fuller wiesen darauf hin, daß ein Fehlerkorrekturansatz anzuwenden sei. Daher wurde das AIDS-Modell dynamisch geschätzt, und zwar mit einem Phillips-Loretan-Ansatz (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“), in dem der statische Ansatz als langfristiges Gleichgewicht aufgefaßt wird. Dieser Ansatz war anderen in der Literatur üblichen Dynamisierungen des statischen AIDS (siehe Kasten „Vollständige Nachfragemodelle für den privaten Konsum“), bei denen das Problem der Multikollinearität auftrat, überlegen.

Die Umwandlung des privaten Konsums von der 18-Gütergliederung der VGR in die Klassifikation der 19 liefernden Bereiche erfolgt in zwei Stufen: Zunächst muß auf die nächsttiefere Ebene von 33 Gütern der VGR disaggregiert werden. Dabei wird teils linear disaggregiert, teils werden einfache Submodelle mit kalibrierten Elastizitäten verwendet. Das trifft insbesondere auf jene Aggregate der 18-Gütergliederung zu, die in ihrer Zusammensetzung heterogen sind und für die zu vermuten ist, daß sie Güter mit sehr unterschiedlicher Einkommenselastizität enthalten. Diese einfache Form der weiteren Disaggregation ermöglicht ohne großen Aufwand, disaggregierte Information in den Daten zu nutzen, ohne den Schätzansatz zu komplex zu gestalten. Aufgespalten werden folgende Aggregate:

Nahrungsmittel, Getränke:

Nahrungsmittel  
Getränke

Gesundheit:

Pharmazeutische Waren  
Therapeutische Waren  
Ärztliche Dienste  
Spitals- und Fürsorgedienste  
Private Krankenversicherung

<sup>9)</sup> In zahlreichen Modellen werden Abweichungen von einem Gleichgewicht bzw. einem langfristigen Trend der Importnachfrage mit einer Variable „Kapazitätsauslastung“ erklärt (Anderson — Pesaran — Wren-Lewis, 1992). Die Theorie der Kointegration erlaubt, den Einbau einer Kapazitätsauslastungsvariable zu vermeiden (was weitreichende Folgen für die Modellstruktur hätte) und die Information in den Zeitreihen zu nutzen.

<sup>10)</sup> Die Anwendung dieser Tests blieb allerdings auf die linearen Spezifikationen beschränkt.

<sup>11)</sup> Für jedes der 18 Konsumgüter muß man in einer preisabhängigen AIDS-Version 18 Preise und eine Variable Gesamtkonsum berücksichtigen und erhält somit 19 erklärende Variable bei 30 Beobachtungen (1964/1993). Die Zahl der Freiheitsgrade ist dadurch äußerst gering. Sinnvolle Tests sind nicht mehr möglich.

Vollständige Nachfragemodelle für den privaten Konsum

Ein nützliches Instrument zur Gestaltung eines detaillierten Konsumblocks sind „vollständige Nachfragemodelle“. Mit ihnen wird versucht, die Nachfrage theoretisch sauber abzuleiten, eine Verbindung zwischen Mikro- und Makroebene herzustellen und die Nachfrage nach einem einzelnen Gut als Teil einer Gesamtkonsumentscheidung darzustellen. Dies ist aber nur unter zum Teil restriktiven Annahmen möglich, deren Gültigkeit die Ergebnisse nicht unwesentlich beeinflussen kann.

In vollständigen Modellen geht man von einem repräsentativen Konsumenten aus, um die gesamtwirtschaftliche Nachfrage aus der individuellen ableiten zu können<sup>1)</sup> (Verbindung der Mikro- und Makroebene). Dieser maximiert entweder seinen Nutzen oder minimiert seine Kosten (geringstmögliche Ausgaben, um ein bestimmtes Nutzenniveau zu erreichen). Durch Annahmen bezüglich der Präferenzen (homothetisch und separabel) werden die Form der Engelkurven (Konsum-Einkommenskurven) und das Aggregationsniveau auf Güterebene bestimmt und damit gewährleistet, daß das Ergebnis einer mehrstufigen Konsumentscheidung identisch mit dem einer einstufigen ist<sup>2)</sup>

Neben diesen „besonderen“ Restriktionen erfüllen die vollständigen Nachfragesysteme auch die Additivitätsbedingung und unterstellen die Gültigkeit der Homogenitäts- und die Symmetriebedingung (allgemeine Restriktionen).

Die Additivitätsbedingung garantiert, daß sich die Verbrauchsausgaben für die einzelnen Güter exakt zur Gesamtausgabensumme aufaddieren<sup>3)</sup>. Die Homogenität („nullten Grades“) bedeutet ein „Freisein von Geldillusion“: Die Nachfragestruktur ändert sich nicht, wenn sich alle Preise und das Einkommen um den gleichen Prozentsatz ändern. Die Symmetriebedingung impliziert, daß die Preisänderung eines Gutes *i* (bei unverändertem Nutzenniveau) dieselben Auswirkungen auf die Nachfrage nach dem Gut *j* hat wie eine Preisänderung des Gutes *j* auf die Nachfrage des Gutes *i*

Zur Modellierung des Konsumblocks im Input-Output-Modell verwendete das WIFO das „Almost Ideal Demand System“ (AIDS). Es ist in der modernen ökonomischen Literatur nicht zuletzt deshalb sehr beliebt, weil es relativ einfache Tests über die Gültigkeit der Homogenitäts- und der Symmetriebedingung zuläßt (Deaton — Muellbauer, 1980A); dadurch sind wieder Rückschlüsse möglich, ob diese Annahmen die Schätzergebnisse beeinflussen.

Ausgangspunkt des AIDS (Working, 1943, Leser, 1963, Deaton — Muellbauer, 1980A, Hansen, 1985, Schneider — Wüger, 1988, Köppl et al., 1995) ist die Kostenfunktion (C) in Abhängigkeit vom Nutzen (U) und den Preisen (P) der Form

$$(19) \log C(U, P) = a(P) + U b(P)$$

mit 
$$a(P) = \alpha_0 + \sum_j \log(p_j) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \log(p_i) \log(p_j)$$

und 
$$b(P) = \prod_i P_i^{\beta_i}$$

*a(P)* ist eine Approximation zweiten Grades („Taylorreihenentwicklung“) an eine beliebige Funktion, *b(P)* eine sogenannte „Cobb-Douglas-Funktion“ bezüglich der Preise. Durch Ableitung der Kostenfunktion erhält man folgendes Nachfragesystem über die Zeit (*t*):

$$(20) w_{it} = \alpha_i + \sum_j \pi_{ij} \log(p_{jt}) + \beta_i \log\left(\frac{C_t}{P_t}\right)$$

mit 
$$\log(P_t) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \log(p_{jt}) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \pi_{ij} \log(p_{it}) \log(p_{jt})$$

und *w<sub>it</sub>* ... Budgetanteil des Gutes *i* im Zeitpunkt *t*, *p<sub>jt</sub>* ... Preis des Gutes *j* im Zeitpunkt *t*, *C<sub>t</sub>* ... Gesamtausgaben im Zeitpunkt *t*, *P<sub>t</sub>* ... Preisindex im Zeitpunkt *t*.

Zur Vermeidung von Nichtlinearitäten wird der Preisindex (P) in der ökonomischen Literatur durch den „Stone-Geary-Index“ (P\*) approximiert (Deaton — Muellbauer, 1980B):

$$(21) \log(P_t) \approx \log(P_t^*) = \sum_j w_{jt} \log(p_{jt})$$

Nach dem AIDS wird der Budgetanteil eines Gutes *i* im Zeitpunkt *t* (*w<sub>it</sub>*) durch die Entwicklung der Gesamtausgaben (*C<sub>t</sub>*) und der Preise aller Güter (*p<sub>jt</sub>*) erklärt; dabei wird ein semilogarithmischer Zusammenhang unterstellt. Da die Preise aller Güter in die Schätzgleichung eingehen, verliert man bei einer tiefen Untergliederung der Konsumnachfrage in jeder Schätzgleichung Freiheitsgrade, was bei kurzen Zeitreihen zu einem großen Problem werden kann. Durch ein stufenweises Vorgehen kann dies beseitigt werden<sup>4)</sup>, gleichzeitig werden dann aber Signifikanzaussagen der Parameter beeinträchtigt<sup>5)</sup>.

Die Additivität erfordert

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0, \quad \sum_j \pi_{ij} = 0$$

Die Homogenität impliziert

$$\sum_j \pi_{ij} = 0$$

Aus der Symmetriebedingung folgt

$$\pi_{ij} = \pi_{ji}$$

Ob Symmetrie- und Homogenitätsbedingung vom Datenmaterial tatsächlich erfüllt werden, kann also anhand von einfachen Parameterrestriktionen getestet werden.

Ein Spezialfall des AIDS ist die „PIGLOG-Version“, in der keine Preiseffekte berücksichtigt werden. Er läßt sich sehr gut mit den Fehlerkorrekturmodellen (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“) verbinden, um eine „dynamische Spezifikation“ zu erhalten. Das statische Modell wird dann als langfristiges Gleichgewicht („kointegrierende Regression“) aufgefaßt, um das die Nachfrage schwankt. Geschätzt wurde daher folgende Form des Fehlerkorrekturmechanismus, der auf Phillips — Loretan (1991) zurückgeht:

$$(22) w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log\left(\frac{C_t}{P_t}\right) + \gamma_i \left( w_{it-1} - \alpha_i - \beta_i \log\left(\frac{C_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \right) + \delta_i \Delta \log\left(\frac{C_t}{P_t}\right)$$

Der oben dargestellte statische AIDS-Ansatz kann auch anders dynamisiert werden (Keller — Van Driel, 1985, Ray, 1986, Gundlach, 1990), und zwar durch Berücksichtigung eines Zeittrends oder der verzögerten endogenen und exogenen Variablen im (Funktions-) Ansatz sowie Schätzen in Differenzenform.

<sup>1)</sup> In diesem Fall ergibt sich die gesamtwirtschaftliche Nachfrage aus der Aggregation der individuellen. — <sup>2)</sup> Ob der Konsument seine Ausgaben zunächst auf die Hauptgruppen und dann auf deren Untergruppen aufteilt oder gleich auf die Untergruppen, ist für das Ergebnis irrelevant. — <sup>3)</sup> Dies ist ein Vorteil gegenüber der Verwendung von Einzelgleichungen, in die Wechselbeziehungen nur rudimentär einfließen; die Summe der Ausgaben für die einzelnen Verbrauchgruppen ist daher in der Regel nicht identisch mit den Gesamtausgaben. — <sup>4)</sup> Man teilt in einem ersten Schritt die Konsumausgaben auf einige wenige Hauptgruppen auf, die in einem zweiten Schritt dann weiter aufgeteilt werden. — <sup>5)</sup> Die Irrtumswahrscheinlichkeiten der einzelnen Ebenen multiplizieren sich nämlich

Individualverkehr:

- Individualverkehrsmittel — Anschaffung
- Individualverkehrsmittel — Betrieb, Erhaltung

In einem zweiten Schritt werden diese 33 Konsumgüterpositionen der VGR mit einer Brückenmatrix in die 19 Güterklassen des Input-Output-Modells umgewandelt. Die Koeffizienten dieser Brückenmatrix werden im Zeitablauf verändert, vor allem was die realen Handels- und Verkehrspressen betrifft.

Die Brückenmatrix wurde ursprünglich zwischen den 250 Konsumgütern der VGR und dem privaten Konsum laut Input-Output-Tabelle 1983 nach Warenzweistellern der Betriebssystematik (etwa 50 Positionen) konstruiert und dann auf die Dimension „33 Verbrauchsgruppen der VGR  $\times$  Zweisteller der Betriebssystematik“ aggregiert (Kratena, 1994). Die Anwendung dieser Brückenmatrix ergibt einen Vektor des Inlandskonsums in der Gliederung des Input-Output-Modells.

## Die Exporte

Im Makromodell werden die gesamten Warenexporte mit einem log-linearen Ansatz erklärt. Als Aktivitätsvariable dienen die Wachstumsrate des BIP der EU und die Wachstumsdifferenz zwischen OECD und EU. Daneben werden der relative Preis in heimischer Währung und eine Variable „Zollabbau in der EU“ und „Zollabbau in der EFTA“ berücksichtigt.

Eine ähnliche Gleichungsform wird — allerdings ohne Preisvariable — auch für die Exporte in der Gliederung der Zweisteller der Betriebssystematik angewandt (Gleichung (9)). Eine Zeitreihe von Exporten zu konstanten Preisen (1983) in derselben Gliederung wurde analog zu jener der Importe berechnet; einige Deflatoren wurden mit Hilfe des österreichischen Großhandelspreisindex nach unten korrigiert.

Die Alternative dazu wäre eine nach Gütergruppen und nach Regionen disaggregierte Modellierung. Die entsprechenden erklärenden Variablen müßten aus internationalen Statistiken beschafft werden. Das betrifft in einem voll ausgebauten disaggregierten Exportblock die Variablen für ausländisches Aktivitätsniveau und relative Preise; in dem hier verwendeten reinen Mengenmodell trüfe das nur für die Aktivitätsvariablen zu.

## Investitionen und Lagerveränderungen

Im wesentlichen arbeitet das vorliegende Modell innerhalb der Nachfrageaggregate Investitionen und Lagerveränderung mit konstanten Koeffizienten der Güterstruktur. Dabei wird allerdings versucht, die Information der Input-Output-Tabelle 1983 über die Disaggregation nach Investitions-

kategorien bestmöglich zu nutzen. Die Input-Output-Tabelle 1983 unterscheidet folgende Investitionskategorien:

- Wohnbauinvestitionen,
- sonstige Hochbauinvestitionen,
- Straßenbauinvestitionen,
- sonstige Tiefbauinvestitionen,
- Ausrüstungsinvestitionen<sup>12)</sup>,
- Fahrzeuginvestitionen.

Der Vektor der Brutto-Anlageinvestitionen ist nun die Summe dieser einzelnen Vektoren für die Investitionskategorien. Innerhalb jeder Investitionskategorie wird mit fixer Güterstruktur operiert. Die Güterstruktur der gesamten Brutto-Anlageinvestitionen ändert sich daher mit der Verschiebung der Anteile der Investitionskategorien an den Gesamtinvestitionen. Zur Anbindung an das Makromodell werden die im Makromodell unterschiedenen Investitionskategorien private und staatliche Investitionen mit den Investitionskategorien der Input-Output-Tabelle verknüpft.

## Produktivität und Beschäftigung

Die bisher beschriebenen Bausteine des Modells ermöglichen eine Ankoppelung des Input-Output-Modells an das Makromodell; als Ergebnis erhält man die Brutto-Produktionswerte zu Preisen von 1983.

Für die Beschäftigung nach 19 Sektoren wurden Funktionen für die Arbeitsproduktivität geschätzt, in denen ein linearer Trend mit Dummy-Variablen für unterschiedliche Regimes (1964/1975, 1976/1981, 1982/1993)<sup>13)</sup> und das Outputwachstum als erklärende Variable fungieren. Damit wurden frühere Arbeiten des WIFO fortgesetzt (Biffi, 1988). Nach den Dickey-Fuller-Tests wurde auch hier ein Fehlerkorrekturmodell spezifiziert und getestet, welche Spezifikation als kointegrierende Regression zu wählen wäre. Es erschien unbedingt erforderlich, die unterschiedlichen Trends der einzelnen Sektoren in der kointegrierenden Regression als Parameter für technischen Fortschritt und gleichzeitig auch das Outputwachstum zu berücksichtigen (Gleichung (10)).

Für den Fehlerkorrekturmechanismus brachte der Ansatz von Phillips — Loretan (siehe Kasten „Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle“) für fast alle Sektoren die besten Ergebnisse.

Generell überschätzen die Funktionen die tatsächliche Produktivitätsentwicklung. Sie ergeben daher in der Ex-post-Prognose höhere Werte für die Gesamtbeschäftigung als die tatsächlichen. In Simulationen liegen die Beschäftigungseffekte beider Modelle jedoch nahe beieinander. Das bedeutet, daß die Modellierung der sektoralen Produktivitätstrends verbesserungswürdig ist.

<sup>12)</sup> Die in der Input-Output-Tabelle getrennt ausgewiesene Kategorie „Geringwertige Wirtschaftsgüter“ wird zu den Ausrüstungsinvestitionen hinzugerechnet.

<sup>13)</sup> Eine Analyse des Produktivitätswachstums legt diese Periodeneinteilung nahe. Die erste Periode ist durch hohes Produktivitätswachstum gekennzeichnet, die zweite durch Arbeitskräftehortung und die dritte durch sich wieder beschleunigendes Produktivitätswachstum. Entscheidend für die Prognose ist daher welche Fortsetzung des Trends man in Zukunft erwartet.

Das hier dargestellte Modell verwendet das WIFO für Simulationen der Sektoreffekte wirtschaftspolitischen Maßnahmen oder „Schocks“. Dabei wird meistens von einer Makromodellösung ausgegangen und das Input-Output-

## Ausblick

Modell angekoppelt. Die bisherigen Ergebnisse zeigen hohe Übereinstimmung für die gemeinsamen Variablen (Importe, Beschäftigung), was sehr für die Konsistenz des integrierten Ansatzes spricht. Die Modellergebnisse können somit als Sektorausprägungen gesamtwirtschaftlicher Wirkungen interpretiert werden. Der nächste Schritt bestünde nun darin, das Input-Output-Modell zu schließen und einzelne Blöcke genauer zu modellieren.

Erheblicher Aufwand müßte künftig in den Aufbau eines disaggregierten Exportmodells investiert werden, das alle in der Vergangenheit und in Zukunft verfügbaren disaggregierten Daten (z. B. Importe nach Gütern und Handelspartnern Österreichs) nutzt.

Die Beschäftigung bietet sich als Anknüpfungspunkt zur Schließung des Modells an. In der jetzt vorliegenden reinen Mengenversion müßte von der Beschäftigung auf das verfügbare Realeinkommen übergeleitet werden. Detailliert modellierte Reaktionen des Arbeitskräfteangebotes auf disaggregierter Ebene könnten diesen Block ergänzen.

Für ein ausgebautes disaggregiertes Makromodell wäre die volle Erweiterung um einen Preisblock mit Lohn- und Preisgleichungen für die einzelnen Sektoren erforderlich<sup>14)</sup>. Die Lohn- und Preisentwicklung müßte jeweils mit der Beschäftigungs- und Produktivitätsentwicklung in den Sektoren gekoppelt werden. Das wäre ein eigener zusätzlicher Modellbaustein, der eine volle Integration des Preismodells erforderlich machte. Das analytische Potential eines solchen Modells vor allem für wirtschaftspolitische Simulationen wäre erheblich größer.

## Literaturhinweise

- Aiginger K, Brandner P, Wüger M, „Measuring Market Power for Some Industrial Sectors in Austria“ Applied Economics 1995 27
- Almon C, Buckler M, Horwitz L, Reimbold Th, 1985: Interindustry Forecasts of the American Economy Lexington, Mass 1974
- Anderton, B, Pesaran, B, Wren-Lewis S, „Imports, Output and the Demand for Manufactures“ Oxford Economic Papers 1992 44
- Barker T (Hrsg.) „Economic Structure and Policy“ Cambridge Studies in Applied Econometrics 1976 (2)
- Barker, T, Peterson W (Hrsg.) „The Cambridge Multisectoral Dynamic Model of the British Economy“ Cambridge Studies in Applied Econometrics 1987 (5)
- Biffi G, „Arbeitsmarkt 2000. Vorausschau der Entwicklung am Arbeitsmarkt bis zum Jahr 2000“ Forschungsberichte aus Sozial- und Arbeitsmarktpolitik 1988 (21)
- Breuss F, Kratena K, Schebeck F, „Effekte eines EU-Beitritts für die Gesamtwirtschaft und für die einzelnen Sektoren“ WIFO-Monatsberichte 1994 (Sonderheft)
- Breuss, F, Neck, R, Schebeck F, „Gesamtwirtschaftliche Auswirkungen finanzpolitischer Maßnahmen in einem keynesianischen ökonomischen Modell der österreichischen Wirtschaft: Eine Simulationsanalyse“ Ludwig-Boltz-

- mann-Institut für ökonomische Analysen wirtschaftspolitischer Aktivitäten Forschungsbericht 1991 (9118)
- Breuss F, Schebeck F, Entwicklung, Stand und Anwendungen des ökonomischen WIFO-Makromodells WIFO Wien 1990 (mimeo)
- Cornwall, J (Hrsg.) The Capitalist Economies Prospects for the 1990es Edward Elgar Publishing Hants 1991
- Cornwall J, Cornwall W, „Growth Theory and Economic Structure“ Economica 1994 61
- Cuthbertson K, Hall S G, Taylor M P, Applied Econometric Techniques Michigan 1992
- Davidson J, E H, Hendry D F, Srba, F, Yeo S, „Econometric Modelling of Aggregate Time Series Relationship Between Consumers Expenditures and Income in the United Kingdom“ The Economic Journal 1978 88
- Deaton A, Muellbauer J (1980A) „An Almost Ideal Demand System“ American Economic Review 1980 70(3)
- Deaton A, Muellbauer J (1980B) Economics and Consumer Behaviour Cambridge University Press Cambridge, Mass 1980
- Dickey D A, Fuller W A, „Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root“ Econometrica 1981 49
- Engle, R F, Granger C W J, „Cointegration and Error Correction“ Econometrica 1987 55
- Engle R, Granger C (Hrsg.), Long Run Economic Relationships Readings in Cointegration Oxford University Press 1991
- Fleischmann E, Rainer N, „Input-Output-Tabellen auf Basis von Make- und Absorptionsmatrizen“ Wirtschaftspolitische Blätter 1985 32(4)
- Granger C W J, „Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification“ Journal of Econometrics 1981
- Granger C W J, Newbold P, „Spurious Regressions in Econometrics“ Journal of Econometrics 1974 (2)
- Gundlach, E, Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage — Zeitreihen- und Querschnittergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland“ Kieler Arbeitspapiere 1990 (430)
- Hansen, G, „Die Nachfrage nach nichtdauerhaften Gütern — Eine Schätzung an Hand des Almost-Ideal-Demand-Systems“ Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik 1985 200(1)
- Hylleberg S, Engle R F, Granger C W J, Yoo, B S, „Seasonal Integration and Cointegration“ Journal of Econometrics 1990 (44)
- Keller W J, Van Driel, J, „Differential Consumer Demand System“ European Economic Review 1985 27
- Köpl A, Kratena K, Pichl C, Schebeck F, Schleicher St, Wüger M, Makroökonomische und sektorale Auswirkungen einer umweltorientierten Energiebesteuerung in Österreich WIFO Wien 1995
- Kratena, K, „MULTIMAC I — Das gesamtwirtschaftliche Input-Output-Modell des WIFO“ WIFO Monatsberichte 1994 67(6)
- Leser C E V, „Forms of Engel Functions“ Econometrica 1963 31
- Nelson C R, Plosser G J, „Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series“ Journal of Monetary Economics 1982 10
- Osborn D R, Chui A P L, Smith J P, Birchenhall C R, „Seasonality and the Order of Integration for Consumption“ Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1988 50(4)
- Phillips P C B, Loretan M, „Estimating Long-run Economic Equilibria“ Review of Economic Studies 1991 58
- Ray R, „Flexibility in Dynamic Demand Modelling and its Implications for Testing Restrictions“ The Manchester School of Economic and Social Studies 1986 (March)
- Richter, J (1991A) „AUSTRIA III: A Satellite to the INFORUM System of Input-Output Models“ Economic Systems Research 1991 (1)
- Richter J (1991B) Aktualisierung und Prognose technischer Koeffizienten in gesamtwirtschaftlichen Input-Output-Modellen Heidelberg 1991
- Richter J, „Austria and the Single European Market“ Economic Systems Research 1994 6(1)
- Salmon M, „Error Correction Mechanism“ The Economic Journal 1982 92
- Schneider M, Wüger M, Nachfrage nach Nahrungsmitteln und Getränken Analyse und Vorschau bis 1995/96 WIFO Wien 1988
- Wolters J, „Kointegration und Zinsentwicklung im EWS — Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung“ Allgemeines Statistisches Archiv 1995 79
- Working H, „Statistical Laws of Family Expenditures“ Journal of the American Statistical Association 1943 38

<sup>14)</sup> Die Lohn- und Preisentwicklung wird jetzt im Aggregat im Makromodell erfaßt. Die Erweiterung um einen Preisblock in einem disaggregierten Ansatz würde aber die allokativen Effekte von Änderungen der relativen Preise berücksichtigen.