

Gerhard Thury, Michael Wüger*)

Schätzung einer datenkonformen Konsumfunktion für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

In der modernen ökonomischen Literatur wird zunehmend hinterfragt, ob die theoretischen Annahmen mit der empirischen Realität übereinstimmen. In der vorliegenden Arbeit wird eine Konsumfunktion für die Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen geschätzt, welche die in den Daten enthaltene Information optimal nutzt. Die Funktion genügt hohen statistischen Anforderungen und ist auch theoretisch fundiert. Die kurzfristige Dynamik wird gemeinsam mit langfristiger Interaktion modelliert.

Ende der siebziger und Anfang der achtziger Jahre erhielt die moderne Konsumforschung wichtige Impulse, die Ende der achtziger und Anfang der neunziger Jahre einen neuen Höhepunkt erreichten. Im wesentlichen waren dies fast zeitgleich entwickelte Strömungen, die einerseits von der Theorie, andererseits von der Empirie induziert wurden.

Hall (1978) entwickelte die Lebenszyklus- bzw. Permanent-Einkommensmodelle weiter. Durch intertemporale Optimierung (unter Verwendung von rationalen Erwartungen) leitete er ab, daß die gesamte Information über die künftige Konsumententwicklung im Konsum der Vorperiode enthalten sei: Die beste Konsumprognose sei der aktuelle Wert („Random-Walk-Hypothese“). Halls Arbeit löste eine Vielzahl von Studien aus. Was Theoretiker als gute Arbeitshypothese empfanden, wurde in empirischen Studien weitgehend abgelehnt (Wüger 1993, Jäger — Neusser, 1988, und die dort angeführte Literatur) und war Anlaß einer breiten Diskussion darüber, welche Annahmen in Halls Ansatz zu restriktiv seien.

In der Klasse der „vollständigen“ Modelle, deren Ziel die (vollständige) Aufteilung der Gesamtkonsumnachfrage auf die einzelnen Gütergruppen und eine theoriegestützte Verbindung von Mikro- und Makroebene sind, wurden neue flexiblere Ansätze entwickelt (Deaton — Muellbauer, 1980A). Diese ermöglichen u. a. Tests, ob die zur Erreichung der Ziele notwendigen relativ restriktiven Annahmen mit der empirischen Realität übereinstimmen.

Neben diesen theorieinduzierten ergaben sich auch empirischen Neuerungen in „Fehlerkorrekturmodellen“ (David-

son et al., 1978) wurde versucht, lang- und kurzfristige Elemente in einem Ansatz zu berücksichtigen, gleichsam eine Brücke zwischen der Philosophie der Zeitreihenanalysen und ökonometrischen Ansätzen herzustellen.

Ende der achtziger Jahre verhalf die Theorie der Integration bzw. Kointegration (siehe Kasten und weiter unten) nicht nur den Ansätzen der Fehlerkorrekturmodelle zu einer neuen Blüte, sondern bestärkte den Trend der modernen Konsumliteratur

weiter, daß man Theorie nicht wider die Daten machen könne.

Bei der Umsetzung der angesprochenen Neuerungen traten Datenprobleme zutage, weil die Konsumtheorie vom „Verbrauchskonzept“ zur Erfassung des Konsums ausgeht: Abweichend von der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) werden nicht die (Investitions-)Ausgaben der privaten Haushalte als Konsum erfaßt, sondern die Abnutzung der Güter über die Nutzungsperiode. Unterschiede zwischen dem Ausgabenkonzept der VGR¹⁾ und dem Verbrauchskonzept der modernen Konsumforschung ergeben sich für die dauerhaften Konsumgüter (Autos, Möbel, Schmuck, elektrotechnische Erzeugnisse usw.), weil diese länger genutzt werden. Für nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen fallen hingegen Kaufzeitpunkt und „physische Vernichtung“ (also Konsum) in der erfaßten Zeiteinheit (Jahr, Quartal) zusammen, sodaß für diese Verbrauchsgruppen Ausgaben- und Verbrauchskonzept identisch sind.

Da in der Regel Daten über die Nutzung dauerhafter Konsumgüter nicht vorliegen, beschränkte sich die Konsum-

*) Die Aufbereitung der statistischen Daten betreute Inge Buder.

¹⁾ Auch die VGR ist kein reines Ausgabenkonzept, weil z. B. für Eigentumswohnungen und Eigenheime in die Konsumrechnung ein Mietäquivalent eingeht (die Kosten einer vergleichbaren Mietwohnung) und die Ausgaben für die Anschaffung einer Wohnung den Investitionen zugerechnet werden.

Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle

In den siebziger Jahren entwickelten Box und Jenkins ARIMA-Modelle für die Prognose von Zeitreihen. Diese Modelle erfordern stationäre Zeitreihen d. h. — vereinfacht gesprochen — Mittelwert und Varianz der Reihen müssen über die Zeit konstant bleiben. Wenn z. B. eine Zeitreihe mit der Zeit wächst, sind ihr Mittelwert und ihre Varianz nicht konstant, und sie ist so zu transformieren, daß sie stationär wird. Kann das durch 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. Ein Beispiel dafür ist der „Random Walk“: Die langfristige Entwicklung wird — wie der Name sagt — durch zufällige Störungen bestimmt.

Ursprünglich wurde im Test auf Integration nur die langfristige Komponente einer Variablen betrachtet. Da ökonomische Zeitreihen meist eine starke Saisonkomponente aufweisen, die sich über die Jahre verändert, wurde versucht, das Konzept der Integration auch auf die Saisonentwicklung zu übertragen (Hylleberg et al., 1990, Osborn et al., 1988). Eine Zeitreihe ist integriert der Ordnung $I(d, s)$, wenn sie erst durch d -maliges (normales) Differenzieren sowie s -maliges saisonales Differenzieren stationär gemacht werden kann (für Quartalsdaten gilt $s = 4$ für Monatsdaten $s = 12$; diese Differenzen der Schrittweite 4 bzw. 12 entsprechen Vorjahresveränderungen).

Ökonomische Zeitreihen sind in der Regel nicht stationär, sondern integriert (Nelson — Plosser, 1982). Das Konzept der Kointegration liefert 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).

analyse auf nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen. Die Käufe dauerhafter Konsumgüter haben investitionsähnlichen Charakter und müssen daher anders modelliert werden (Wüger, 1981, 1993, Breuss — Wüger, 1986, Deaton — Muellbauer, 1980B). In Österreich wurden die Ausgaben für diese Güter in der Vergangenheit außerdem durch eine Vielzahl von fiskalischen Maßnahmen beeinflusst (Brandner, 1986, Thury 1988) was für die Modellierung zusätzliche Probleme schafft.

In der vorliegenden Arbeit wird, der neuen empirischen Literatur folgend, versucht eine Konsumfunktion für die Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen²⁾ zu schätzen, wobei Quartalsdaten beginnend mit 1960 verwendet werden. Bei der Schätzung soll die in den Daten enthaltene Information optimal genutzt werden. Die Ausgaben für diese Güter machen in Österreich rund 90% der Ausgaben der privaten Haushalte aus.

Ausgangspunkt der Analyse ist die Annahme, daß zwischen Konsum (C), Einkommen (Y), Vermögen (W) und

Um dieses Konzept zu erläutern, sei folgende Gleichgewichtsbeziehung zwischen y und x (z. B. Konsum und Einkommen) angenommen

$$(1) \quad y_t = \alpha' x_t$$

Subtrahiert man die rechte Seite von der linken, so wird deutlich, daß die Abweichung vom Gleichgewicht Null ist. Das gilt aber nur theoretisch, weil Störfaktoren, Meßfehler oder nicht genau kontrollierte Beziehungen Abweichungen hervorrufen können. Die Störungen des Gleichgewichts werden deshalb nur im Durchschnitt Null sein; Schwankungen um diesen Wert können auftreten:

$$(2) \quad z_t = y_t - \alpha' x_t$$

In (2) mißt z_t somit, wie sehr das System vom Gleichgewicht abweicht. 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 der Form

$$(3) \quad \Delta y_t = \beta \Delta x_t - \delta z_{t-1}$$

Δ ist der Differenzenoperator (i. Z. $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). In (3) können auch Verzögerungen von Δx_t und Δy_t berücksichtigt werden.

Modell (3) berücksichtigt keine Saisoneffekte. Diese können z. B. durch Verwendung von saisonalen Differenzenoperatoren (Δ_s) und einem Fehlerkorrekturterm (z_{t-s}) aufgenommen werden (Davidson et al., 1978) oder durch die Einführung von stochastischer Saisonalität in Ansatz (3) (Harvey — Scott, 1993).

Preisen (p)³⁾ eine Beziehung besteht; zu klären ist noch, ob es sinnvoller ist, einen Preisindex oder dessen Veränderungsrate (Inflationsrate) zu betrachten. Um eine ver-

Integrations- bzw. Kointegrationsanalyse

nünftige Spezifikation der Konsumfunktion zu gewährleisten muß man sich zunächst mit den Integrations-⁴⁾ bzw. Kointegrationseigenschaften der verwendeten Zeitreihen auseinandersetzen (siehe Kasten).

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der verwendeten Reihen über die Zeit; aus statistischen Gründen wurden logarithmische Transformationen verwendet. Konsum, Einkommen und Vermögen (definiert als kumuliertes volkswirtschaftliches Sparen)⁵⁾ weisen langfristig einen gemeinsamen Trend auf. Das läßt vermuten, daß zwischen diesen

²⁾ Wenn hier von Konsum gesprochen wird, sind daher die Ausgaben für nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen gemeint.

³⁾ Als Preisindex wurde der implizite Deflator des privaten Konsums verwendet.

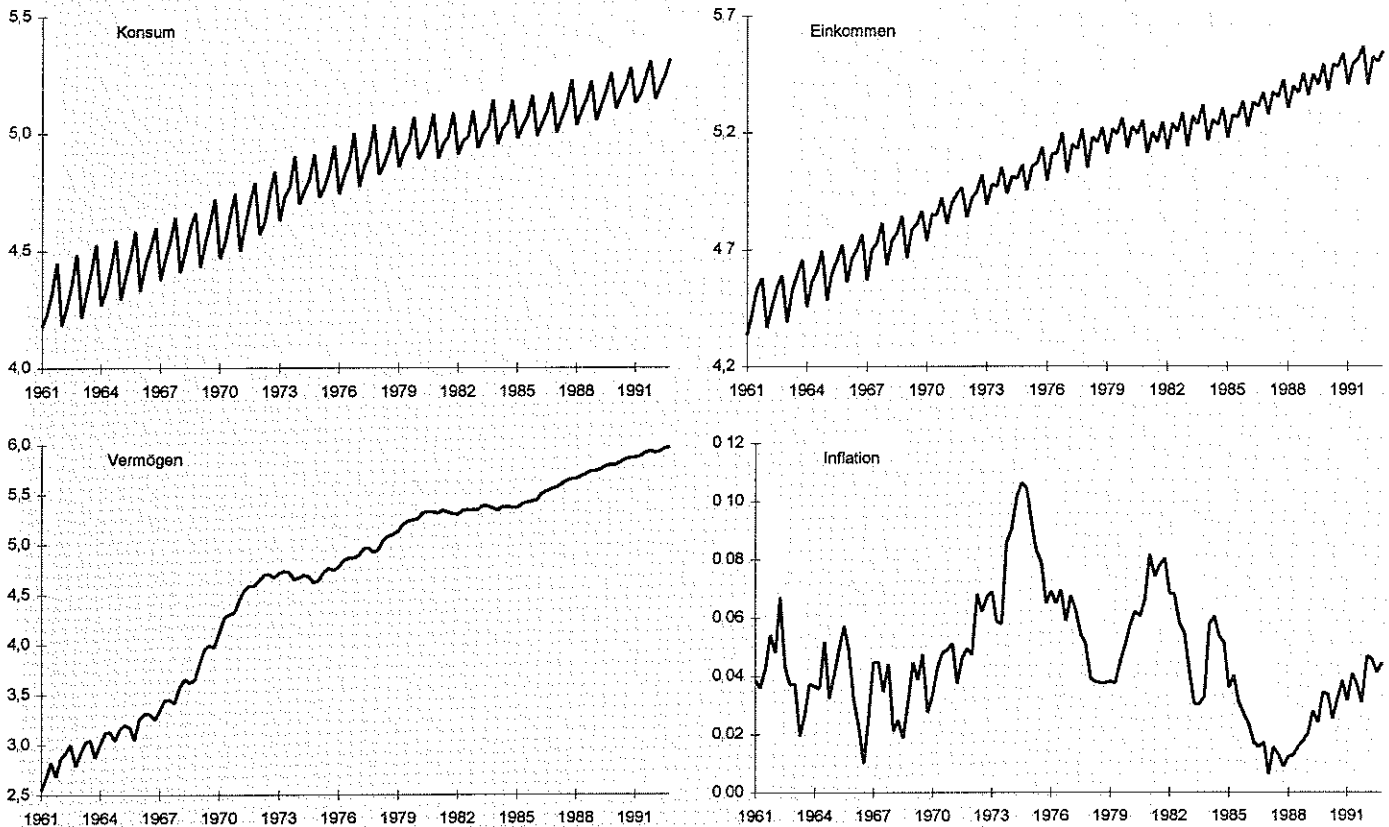
⁴⁾ Es hat wenig Sinn, eine stationäre Variable auf eine trendbehaftete zu regressieren, weil sie im Zeitablauf auseinandertriften und eine daher kaum zur Erklärung der anderen beitragen kann.

⁵⁾ Als Sparen im volkswirtschaftlichen Sinn wird nichtkonsumiertes Einkommen (Differenz zwischen Einkommen und Konsumausgaben) verstanden.

Entwicklung von Konsum, Einkommen, Vermögen und Inflation im Zeitablauf

Abbildung 1

Veränderung gegen das Vorjahr in %



Variablen eine dauerhafte Beziehung besteht Diese mit Methoden der modernen Literatur nachzuweisen, ist das Ziel dieses Abschnitts Wie aus Abbildung 1 ersichtlich, weisen die Reihen meist deutliche Saisoneinflüsse auf. Ausgeprägt sind sie insbesondere im Konsum

Tests über Integration bzw. Kointegration wurden in Anlehnung an Ericsson — Campos — Tran (1990) für vier verschiedene Datensets durchgeführt:

- 1 Konsum, Einkommen, Vermögen, Preisindex,
- 2 Konsum, Einkommen, Vermögen, Inflation
- 3 Konsum, Einkommen, Vermögen
- 4 Sparquote, Vermögen, Inflation

Untersucht wurden nicht nur die Integrationseigenschaften der längerfristigen Komponenten, sondern — den Erkenntnissen der modernen Literatur (Hylleberg et al., 1990, Osborn et al., 1988) gehorchend — auch die (kurzfristige) Saisonkomponente

Die verschiedenen angewandten Integrationstest (Thury — Wüger, 1994) ergaben, daß Einkommen, Konsum, Vermögen und Preisindex Integrationsordnung $I(1, 1)$ haben (siehe Kasten), sie werden also durch einmaliges und saisonales Differenzieren⁶⁾ stationär, die Inflationsrate ist von Integrationsordnung $I(1, 0)$ (d. h. sie wird durch einmaliges

Differenzieren stationär), während die Sparquote im Niveau stationär ist (i. Z. $I(0, 0)$)

Für den Test auf Kointegration (siehe Kasten) wurde ein in der modernen Literatur sehr gebräuchliches Verfahren herangezogen, das von Johansen (1988) entwickelt und in Johansen — Juselius (1990) erstmals angewendet wurde, und geprüft, ob in den oben angeführten vier Datensets kointegrierende Beziehungen bestehen

Für das Datenset 2 ergab sich genau 1 stationäre Beziehung⁷⁾. In Österreich besteht also zwischen Konsum (C), Einkommen (Y), Vermögen (W) und Inflationsrate (p) eine dauerhafte Beziehung. Diese kann als langfristige Konsumfunktion interpretiert werden

Allgemeiner Ansatz einer Konsumfunktion

Die bisherige Analyse läßt den Schluß zu, daß eine sinnvolle Konsumfunktion gefunden werden kann⁸⁾. Sie soll möglichst allgemein angesetzt werden, um durch theoriekonforme Parameterrestriktionen die möglichst keine Einschränkung der Allgemeinheit bedeuten, eine einfache, statistisch gut spezifizierte Funktion zu erhalten

⁶⁾ Da hier Quartalsreihen betrachtet werden bedeutet saisonales Differenzieren die Bildung von vierten Differenzen

⁷⁾ Für die anderen Datensets ergab sich keine eindeutig interpretierbare kointegrierende Beziehung

⁸⁾ Wie Engle — Granger (1987) zeigten besteht zwischen Kointegration und Fehlerkorrekturmodellen eine eindeutige Beziehung (siehe auch Kasten)

ADL-Modell (Autoregressive Distributed Lag Model) der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Übersicht 1

	Verzögerung <i>i</i> (oder Summe der Verzögerungen)						
	0	1	2	3	4	5	Σ
c_{t-j}	- 1 0000 (0 0628)	0 1597 (0 0907)	- 0 0242 (0 0794)	- 0 0651 (0 0801)	0 5214 (0 0790)	0 0347 (0 0709)	- 0 374 (0 077)
y_{t-j}	0 3142 (0 0628)	- 0 0424 (0 0703)	0 0850 (0 0625)	0 0354 (0 0641)	- 0 1644 (0 0797)	0 0310 (0 0655)	0 259 (0 065)
w_{t-j}	- 0 2357 (0 0352)	0 2560 (0 0464)	- 0 0330 (0 0400)	- 0 0712 (0 0407)	0 1599 (0 0445)	- 0 0511 (0 0367)	0 021 (0 009)
\hat{p}_{t-j}	- 0 3544 (0 1104)	0 4546 (0 1356)	- 0 2768 (0 1327)	- 0 0963 (0 1320)	0 1461 (0 1368)	- 0 0112 (0 1058)	- 0 138 (0 066)
Konstante	0 4555 (0 1134)						
Saison-Dummies	- 0 0815 (0 0199)	- 0 0328 (0 0185)	- 0 0099 (0 0193)				

$T = 128$ [1961:1–1992:4] $R^2 = 0.9991$ $SE = 0.985\%$ $DW = 1.83$
 $AR\ I-5$ $F[5\ 95] = 1.5149$ [0.1925] $ARCH\ I-4$ $F[4\ 92] = 0.5179$ [0.7228] $\chi^2(2) = 0.7386$ [0.6923]
 X_t^2 $F[51\ 48] = 0.5546$ [0.9802] $X_t X_t$ $F[35\ 84] = 0.9159$ [0.6050] $\chi^2(2) = 0.7386$ [0.6923]
 Reset-Test $F[1\ 99] = 3.5327$ [0.0631]

Statische langfristige Lösung
 $c = 1.219 + 0.693 y_t + 0.056 w_t - 0.369 \hat{p}_t$

c Konsum y Einkommen w Vermögen \hat{p} Inflation; Zahlen in runden Klammern t -Werte

Ausgangspunkt der Analyse ist ein allgemeines „Autoregressive Distributed Lag Model“ (ADL-Modell); in den Schätzansatz gehen sowohl laufende Beobachtungen (zum Zeitpunkt t) der abhängigen Variablen (C) und der erklärenden Variablen (Y, W, P)⁹⁾ als auch solche der Vorperioden ($t-1, t-2, \dots$) ein. Wieviele Verzögerungen (Lags) im Gleichungsansatz zu berücksichtigen sind, wurde mit Hilfe von „Informationskriterien“¹⁰⁾ festgelegt. Das Ergebnis eines ADL-Modells 5. Ordnung (d. h. es wurden Verzögerungen der Variablen bis zu 5 Quartalen berücksichtigt) ist Übersicht 1 zu entnehmen. Demnach ist nur ein geringer Teil der geschätzten Parameter statistisch gesichert.

Die Ursache dafür ist hauptsächlich in der Multikollinearität der Datenreihen zu suchen (d. h. es besteht ein enger Zusammenhang sowohl zwischen den einzelnen Reihen untereinander als auch zwischen laufenden und vergangenen Beobachtungen). Obwohl nicht alle Schätzparameter in der Funktion statistisch von Null verschieden sind, ist ihre Summe statistisch signifikant (d. h. von Null verschieden; Übersicht 1). Die langfristige statische Lösung des unrestringierten ADL-Modells lautet

$$(1) \quad c_t = 1.219 + 0.693 y_t + 0.056 w_t - 0.369 p_t$$

Da für Konsum, Einkommen und Vermögen logarithmische Transformationen verwendet wurden (angezeigt durch Kleinbuchstaben), können die errechneten Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden. Diese sagen aus, um welchen Prozentsatz sich (langfristig) die Nachfrage nach nichtdauerhaften Konsumgütern und Dienstleistungen ändert, wenn sich das Einkommen bzw. das Vermögen um 1% ändert¹¹⁾.

Der Ansatz wurde einer Reihe von diagnostischen Tests unterzogen: ob in den Residuen Autokorrelation vorliegt¹²⁾ (DW und $AR\ I-5$ in Übersicht 1), ob die Varianz der Residuen mit der Zeit zunimmt ($ARCH\ I-4, X_t^2$), ob die Residuen einer Normalverteilung gehorchen (χ^2), ob die Funktionsform misspezifiziert ist ($X_t X_t$) und ob Nichtlinearität (Reset) gegeben ist.

Wie aus Übersicht 1 hervorgeht, zeigt nur der Reset-Test schwach an, daß Nichtlinearität vorhanden sein könnte. Alle anderen Teststatistiken sind insignifikant. Daraus kann geschlossen werden, daß die Residuen des unrestringierten ADL-Modells nur zufälligen („white noise“) Schwankungen unterliegen, ihre Varianz homoskedastisch ist (d. h. sie nimmt über die Zeit nicht zu) und daß sie normalverteilt sind¹³⁾.

⁹⁾ Unterstellt wird also schwache Exogenität von Einkommen, Vermögen und Inflation.

¹⁰⁾ Informationskriterien: Die Anpassungsgüte einer Funktion wird der Zahl der in der Schätzgleichung verwendeten Variablen (einschließlich deren Lags) gegenübergestellt; Ziel ist ein gutes Schätzergebnis mit möglichst wenigen Variablen (bzw. wenigen Lags) zu erreichen.

¹¹⁾ Der errechnete Koeffizient des Einkommens von 0.69 bedeutet z. B., daß in der Beobachtungsperiode eine Steigerung des Einkommens um 1% ein Wachstum der Ausgaben für nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen um 0.69% nach sich zog.

¹²⁾ Als Residuen bezeichnet man die Abweichungen der aus der Funktion erhaltenen Schätzwerte von den tatsächlichen Werten.

Signifikante positive Autokorrelation in den Residuen z. B. würde ein systematisches Über- bzw. Unterschätzen bedeuten.

Geht in den Schätzansatz die endogene Variable verzögert ein, ist die übliche Durbin-Watson-Statistik (DW) verzerrt. In diesem Fall muß die Durbin-h-Statistik verwendet werden.

$AR\ I-5$ zeigt die minimalen bzw. maximalen Verzögerungen an, die in den Tests verwendet wurden.

Nimmt die Varianz der Residuen mit der Zeit zu, so bezeichnet man das als Heteroskedastizität; bleibt sie hingegen konstant, spricht man von Homoskedastizität.

¹³⁾ Sie sind nach der Terminologie der Ökonometrie „Innovationen“ in bezug auf die laufenden Variablen in der Regression unter Berücksichtigung von verzögerter Information.

Die Multikollinearität im vorliegenden Ansatz kann durch Differenzen- bzw. durch Quotenbildung beseitigt werden. Zur Differenzenbildung werden laufende Werte auf vergan-

Reparametrisierung des ADL-Modells der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen Übersicht 2

Reparametrisierung und Modellreduktion

gene bezogen, zur Quotenbildung Relationen (Quoten) zwischen verschiedenen Variablen gebildet

Durch Differenzen- und Quotenbildung wird das unrestringierte ADL-Modell identisch umgeformt und gleichzeitig erreicht, daß die Schätzparameter statistisch besser gesichert sind. Der Vorteil dieser Transformationen liegt weiters darin, daß keine Information verlorengeht und außerdem zwischen kurz- und langfristigen Effekten unterschieden werden kann (Ericsson et al., 1990, Thury — Wüger, 1994). Die Niveaus der Variablen werden in einer speziellen Quote, dem „Fehlerkorrekturmechanismus“ (Error Correction Mechanism — ECM) zusammengefaßt. Er ist das Residuum der langfristigen Konsumfunktion und kann als Abweichung vom Gleichgewicht aufgefaßt werden (siehe Kasten)

Die Schätzwerte des umgeformten (reparametrisierten) ADL-Modells sind Übersicht 2 zu entnehmen. Auch in dieser Reparametrisierung sind manche Koeffizienten statistisch nicht gesichert. Diesen Umstand kann man sich für eine Reduktion¹⁴⁾ des Modells zunutze machen (Übersicht 3)

Durch die erste Reduktion (R_I) werden die verzögerten saisonalen Differenzen von Konsum und Einkommen ($\Delta_4 c_{t-1}$ und $\Delta_4 y_{t-1}$) ausgeschlossen, durch die Reduktion R_{II} die verzögerten ersten Differenzen von Konsum ($\Delta c_{t-2}, \dots, \Delta c_{t-4}$), Einkommen ($\Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-4}$) und Inflation ($\Delta \dot{p}_{t-2}, \dots, \Delta \dot{p}_{t-4}$), durch die Reduktion R_{III} die laufenden

	Verzögerung i				
	0	1	2	3	4
$\Delta_4 c_t$	- 1 0000	0 1569 (0 0872)			
Δc_t			0 0202 (0 0762)	- 0 1091 (0 0862)	- 0 1644 (0 0778)
$\Delta_4 y_t$	0 3066 (0 0595)	- 0 0439 (0 0678)			
Δy_t			0 0873 (0 0594)	0 1522 (0 0588)	- 0 0010 (0 0681)
Δw_t	- 0 2211 (0 0327)	0 0262 (0 0285)	- 0 0089 (0 0277)	- 0 0953 (0 0282)	0 0435 (0 0341)
$\Delta \dot{p}_t$	- 0 3777 (0 1023)	0 0817 (0 1023)	- 0 1571 (0 1013)	- 0 2982 (0 1040)	0 0302 (0 1040)
ECM _t					- 0,3907 (0 0674)
$T = 128$	$R^2 = 0 7819$	$SE = 0 952\%$	$DW = 1 85$		

Der Fehlerkorrekturterm ist wie folgt definiert:
 $ECM_t = c_t - 0 6927 y_t - 0 0561 w_t + 0 3692 \dot{p}_t$

SE: Alle auf Residuen basierenden Statistiken sind identisch mit jenen aus Übersicht 1

c_t : Konsum y_t : Einkommen w_t : Vermögen \dot{p}_t : Inflation; Zahlen in runden Klammern t -Werte

und verzögerten Werte des Vermögens durch eine gewichtete Variable in Anlehnung an Almon (1965; $AI \Delta w_t$) ersetzt, und in der Reduktion R_{IV} wird diese gewichtete Variable ausgeschlossen.

Diese vier Reduktionen ergeben zusammen mit dem ursprünglichen Modell (Übersicht 2) 5 verschiedene Modelle. Wie aus Übersicht 3 ersichtlich ist, geht Modell 2 aus

Modellreduktion der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen Übersicht 3

	k	Null-Hypothese		Behauptete Hypothese (Modell-Nummer) ¹⁾			
		RSS	SC	1	2	3	4
1	24	0 0107	- 8 4752				
I ↓							
2	22	0 0109	- 8 5355	0 8623 [0 4252] (2 104)			
II ↓							
3	14	0 0113	- 8 8029	0 5586 [0 8439] (10 104)	0 4840 [0 8652] (8 106)		
III ↓							
4	12	0 0117	- 8 8457	0 7442 [0 7053] (12 104)	0 7225 [0 7017] (10 106)	1 7397 [0 1802] (2 114)	
IV ↓							
5	11	0 0151	- 8 8269	3 2823 [0 0004] (13 104)	3 7083 [0 0002] (11 106)	12 7690 [0 0000] (3 114)	34,3890 [0 0000] (1 116)

Die ersten vier Spalten enthalten die Modellnummer (mit Reduktion) und für das Modell die Zahl der unrestringierten Parameter k , die Summe der quadrierten Residuen RSS und das Schwarz-Kriterium SC . Die Modelldefinitionen finden sich im Text. — ¹⁾ Die drei Werte im Schnittpunkt der Nummern sind: der Wert der F -Statistik zum Testen der Null-Hypothese (bezeichnet durch die Modellnummer links vom Wert) gegen die behauptete Hypothese (bezeichnet durch die Modellnummer über dem Wert) die Wahrscheinlichkeit der F -Statistik (in eckigen Klammern) und die Freiheitsgrade der F -Statistik

¹⁴⁾ Hier kommt der statistischen Signifikanz und der ökonomischen Bedeutung eine wichtige Rolle zu

Ein erstes Fehlerkorrekturmodell der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Übersicht 4

$$\Delta_1 c = 0.4887 + 0.3654 \Delta_1 y_t - 0.2677 \Delta_1 \Delta_1 u - 0.2926 \Delta_1 \hat{p}_t - 0.4078 E.C.M_{t-1} + 0.0167 \Delta_1 E - 0.0389 Q_{1,t} - 0.0384 Q_{2,t} - 0.0167 Q_{3,t} + u_t$$

(0.0428) (0.0424) (0.0456) (0.0984) (0.0370) (0.0030) (0.0047) (0.0047) (0.0033)

T = 128 R² = 0.6878 SE = 1.0596% DW = 1.70
 ARCH I-5 F [5 114] = 1.5919 [0.1679] ARCH I-4 F [4, 111] = 0.8966 [0.4687] Test auf Normalverteilung $\chi^2(2) = 0.9709 [0.6154]$
 χ^2 F [13 105] = 1.4887 [0.1337] χ^2 F [36 82] = 0.9314 [0.5840] Reset-Test F [1 118] = 1.0229 [0.3139]

E Oster-Dummy Q_i Saison-Dummies (i = 1 2 3); Zahlen in runden Klammern t-Werte

Modell 1 und Reduktion R₁ hervor, Modell 3 aus Modell 2 und Reduktion R_{II}, usw. Gleichzeitig kann z.B. Modell 3 auch aus Modell 1 und den Reduktionen R_I und R_{II} dargestellt werden. Gleiches gilt für die anderen Modelle. Somit können (Übersicht 3) immer Paare von Modellen und nicht nur aufeinanderfolgende miteinander verglichen werden.

Ob die Vereinfachungen zulässig sind, ist Übersicht 3 zu entnehmen. Sie enthält die quadrierte Residuensumme (RSS), das Schwarzsche Informationskriterium (SC) und die F-Statistik¹⁵⁾.

Von Modell 1 bis 4 bleibt die quadrierte Residuensumme relativ konstant, das Schwarz-Kriterium geht zurück, und keine der Reduktionen wird durch die Daten gemäß dem F-Test verworfen. Die Reduktionen sind also zulässig. Für das Modell 5 hingegen steigen die quadrierte Residuensumme und das Schwarz-Kriterium, und die Reduktion wird deutlich abgelehnt. Die Vermögensvariable muß also im Schätzansatz berücksichtigt werden.

Fehlerkorrekturmodell — Gütetests und Vergleich mit Alternativen

Aufgrund der statistischen Tests der Reduktionen ergibt sich das Fehlerkorrekturmodell aus Übersicht 4 als eine datenverträgliche Reparametrisierung des allgemeinen ADL-Modells. Es berücksichtigt Gleichgewichtsbeziehungen der ökonomischen Theorie und erlaubt darüber hinaus allgemeine dynamische Anpassungen. Es geht davon aus, daß langfristig ein Gleichgewicht zwischen Konsum, Einkommen, Inflation und Vermögen besteht. Abweichungen davon treten immer wieder auf, lösen jedoch Korrekturmechanismen aus, die wieder ein Gleichgewicht herstellen¹⁶⁾.

Wie aus Übersicht 4 hervorgeht, berücksichtigt der Schätzansatz auch Saison-Dummies¹⁷⁾ (Q₁, Q₂, Q₃), die Saisoneinflüsse erfassen sollen, sowie eine Oster-Dummy (E), die Verschiebungen der Konsumausgaben zwischen dem I und II Quartal infolge einer Verschiebung des Ostertermins wiedergeben soll.

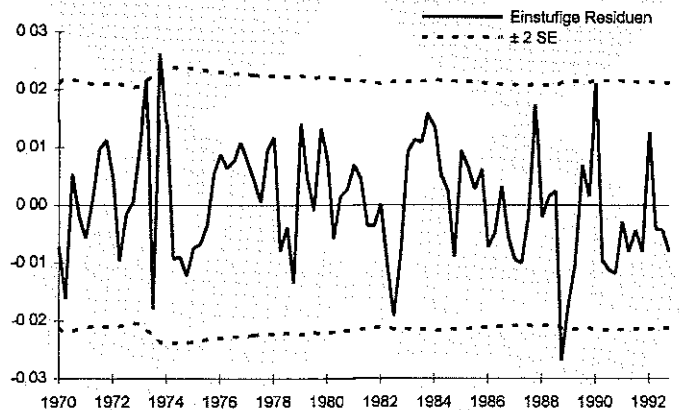
Das Ergebnis scheint durchaus zufriedenstellend. Keine der erwähnten Diagnosestatistiken ist signifikant, und der Reset-Test hat sich deutlich verbessert¹⁸⁾.

Für ein endgültiges Urteil über die Güte der Funktion ist nun ihre Stabilität über die Zeit zu untersuchen. Zu diesem Zweck werden „rekursive Residuen“ berechnet, indem das Modell bis zu einem gewissen Zeitpunkt geschätzt und dann die Beobachtungsperiode sequentiell ausgedehnt wird (Thury — Wüger, 1994).

Abbildung 2 zeigt die einstufigen Residuen (d.h. die Beobachtungsperiode wurde jeweils um eine Beobachtung verlängert) mit ihrem Standardfehler ab 1970. Punkte, die über die Zone ± 2 SE hinausgehen, sind entweder „Datenausreißer“ oder auf Änderungen der Schätzparameter infolge von Verhaltensänderungen der Verbraucher zurückzuführen. Solche Punkte sind in den frühen siebziger Jahren und Anfang der neunziger Jahre zu erkennen.

Dieses Ergebnis wird durch einen Chow-Test (Chow, 1960) bestätigt (Abbildung 3): Der mittlere quadratische Prognosefehler wird mit der Fehlervarianz in der Beobachtungsperiode verglichen. Wenn diese Relation signifikant

Rekursive Residuen für das vorläufige Fehlerkorrekturmodell. Abbildung 2



SE ... Standardfehler.

¹⁵⁾ Steigt die quadrierte Residuensumme signifikant an, so bedeutet dies eine Verschlechterung der Anpassungsgüte.

Ein niedriger Wert des Schwarz-Kriteriums impliziert eine bessere Anpassung des Modells bei einer vorgegebenen Zahl von Variablen oder ein sparsameres Modell für eine gegebene Anpassungsgüte.

Die F-Statistik testet, ob die angegebenen Parameterrestriktionen statistisch signifikant sind. Dies ist der Fall, wenn die in den eckigen Klammern angegebenen Wahrscheinlichkeiten unter 5% liegen.

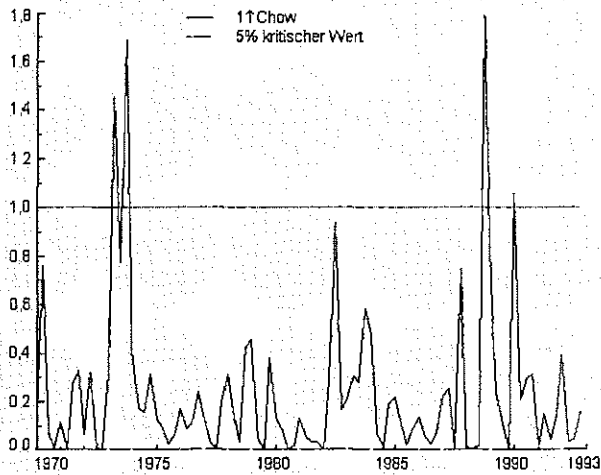
¹⁶⁾ Das Fehlerkorrekturmodell kann auch als Lösung eines kontrolltheoretischen Problems aufgefaßt werden: den Konsum so zu wählen, daß langfristig das bewegliche Ziel „Einkommen“ erreicht wird (Salmon, 1982).

¹⁷⁾ Als Dummy-Variablen bezeichnet man eine Variable, die nur den Wert 1 oder 0 annimmt. Die Saison-Dummies haben hier z.B. den Wert 1 im entsprechenden Quartal (Q₁ im jeweils I. Quartal, Q₂ im jeweils II. Quartal usw.) eines Jahres der Beobachtungsperiode, sonst 0.

¹⁸⁾ Nichtlinearität wird nun noch deutlicher verworfen.

Chow-Test für das vorläufige Fehlerkorrekturmodell

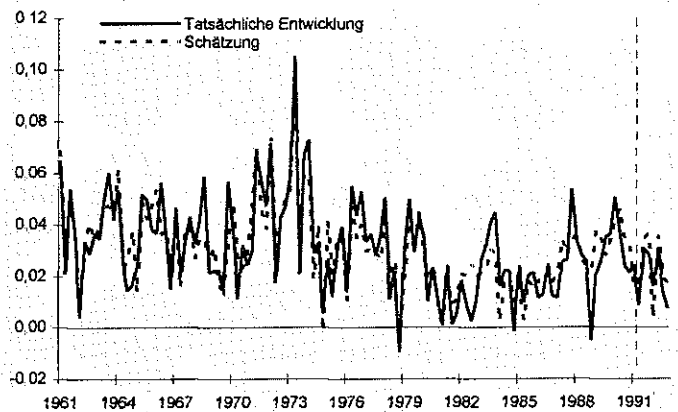
Abbildung 3



Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Abbildung 4

Veränderung gegen das Vorjahr in %



von 1 abweicht, muß die Hypothese der Parameterkonstanz abgelehnt werden¹⁹⁾, d. h. es gibt Brüche im Konsumverhalten oder Ausreißer in den Daten. Wie aus Abbildung 3 ersichtlich ist, zeigen sich auch nach dem Chow-Test Probleme mit Ausreißern bzw. Parameterkonstanz in den frühen siebziger Jahren und Anfang der neunziger Jahre²⁰⁾.

Die Probleme in den frühen siebziger Jahren dürften hauptsächlich auf politische Maßnahmen zurückgehen (Einführung der Mehrwertsteuer, erster Erdölpreisschock), jene zu Beginn der neunziger Jahre eher auf einen statistischen Bruch (Schillingeinkäufe ungarischer Einkaufstouristen; Wüger, 1993).

Um die Auswirkungen der fiskalischen Maßnahmen (Einführung der Mehrwertsteuer 1973, eines dritten Mehrwertsteuersatzes 1978) sowie der ersten Erdölpreiskrise (IV. Quartal 1973) zu erfassen, wurden Dummy-Variablen für das II. Quartal 1973 (D73:2), das IV. Quartal 1973 (D73:4) und das IV. Quartal 1978 (D78:4) im Schätzansatz berücksichtigt. Auch der statistisch bedingte Ausreißer Anfang

1990 wurde durch eine Dummy-Variablen (D90:1) abgedeckt²¹⁾. Außerdem wurde der Beobachtungszeitraum des Modells bis einschließlich des I. Quartals 1990 eingengt, um die Entwicklung der Ausgaben nach diesem offensichtlichen statistischen Bruch analysieren zu können.

Aus Übersicht 5 ist die so ermittelte Konsumfunktion zu entnehmen. Ein Vergleich mit dem eingangs geschätzten unrestringierten ADL-Modell läßt den Schluß zu, daß die Vereinfachungen zulässig sind²²⁾. Die verschiedenen Diagnostiktests zeigen, daß das Modell wohl spezifiziert ist. Der Chow-Test liefert insgesamt keinen Hinweis dafür, daß die Parameter nicht konstant wären. Es gibt zumindest keine Anzeichen für eine größere Zahl von Ausreißern. Die Residuen sind normalverteilt. Es gibt keine Heteroskedastizität in den Residuen²³⁾, d. h. ihre Varianz bleibt über die Zeit konstant. Funktionelle Mißspezifikation²⁴⁾ tritt nicht auf.

Wie Abbildung 4 zeigt, besteht eine sehr gute Übereinstimmung zwischen den tatsächlichen und den mit Hilfe des abgeleiteten Fehlerkorrekturmodells geschätzten Verän-

Endgültiges Fehlerkorrekturmodell der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Übersicht 5

$\Delta_1 c_t = 0.4633$ (0.0416)	$+ 0.3352 \Delta_1 y_t$ (0.0426)	$- 0.2517 \Delta_1 \Delta w_t$ (0.0435)	$- 0.3361 \Delta_1 \hat{p}_t$ (0.0974)	$- 0.3945 ECM_{t-4}$ (0.0359)	$+ 0.0170 \Delta_1 E_t$ (0.0029)	
$0.0164 \Delta_1 D73:2$ (0.0073)	$+ 0.0219 \Delta_1 D73:4$ (0.0072)	$- 0.0157 \Delta_1 D78:4$ (0.0071)	$+ 0.0126 \Delta_1 D90:1$ (0.0072)	$- 0.0374 Q_{1,t}$ (0.0046)	$- 0.0371 Q_{2,t}$ (0.0046)	$- 0.0160 Q_{3,t} + u_t$ (0.0032)
$T = 121$		$R^2 = 0.7391$		$SE = 0.9981\%$		$DW = 1.85$
Chow-Test $F [7, 108] = 0.6019 [0.7532]$		$AR(1)-5 F [5, 103] = 1.8513 [0.1094]$		$ARCH(1)-1 F [4, 100] = 0.6153 [0.6526]$		Test auf Normalverteilung $\chi^2 (2) = 0.6236 [0.7321]$
$\chi^2 F [21, 86] = 0.5643 [0.9314]$		$X \cdot X F [44, 63] = 0.6537 [0.9308]$		Reset-Test $F [1, 107] = 1.7156 [0.1931]$		

E Oster-Dummy $Q_{i,t}$ Saison-Dummies ($i = 1, 2, 3$); Zahlen in runden Klammern t-Werte

¹⁹⁾ Die rekursive Schätzung ist sequentiell, sodaß Sequenzen von Teststatistiken auf Parameterstabilität berechnet werden können. Solche Sequenzen sind dadurch charakterisiert, daß der Prognosehorizont fix vorgegeben wird (z. B. einstufiger Chow-Test) zu- oder abnimmt (Thury – Wüger 1994).

²⁰⁾ Chow-Tests sind am Anfang und am Ende der Beobachtungsperiode allerdings etwas problematisch.

²¹⁾ Ein (einstufiger) fixer Chow-Test ergab, daß durch die Berücksichtigung der angeführten Dummy-Variablen wohl die hohen Abweichungen in den siebziger Jahren beseitigt werden konnten, nicht jedoch jene Anfang der neunziger Jahre. Eine sequentielle Ausdehnung des Prognosehorizonts zeigt hingegen auch zu Beginn der neunziger Jahre keinen Strukturbruch mehr an.

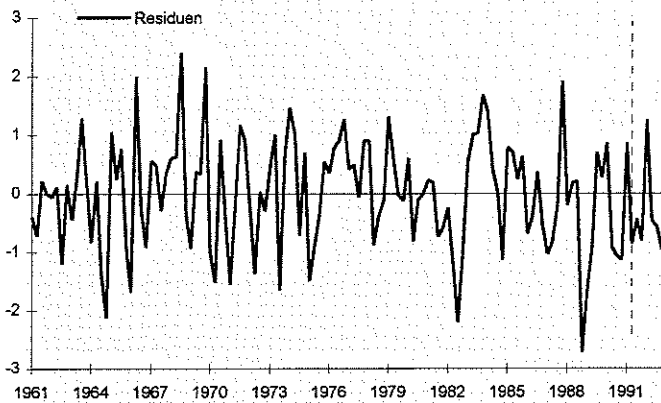
²²⁾ Die Standardfehler zwischen den Schätzgleichungen ändern sich kaum.

²³⁾ Die Residuen sind frei von „autoregressiver bedingter Heteroskedastizität“, wie der insignifikante ARCH-Test (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) anzeigt. Heteroskedastizität wegen fehlender quadratischer Terme der (X_t^*) -Regressoren kann ebenfalls verworfen werden.

²⁴⁾ Weder Mißspezifikation wegen fehlender „Kreuzprodukte“ ($X_t X_t$) der Regressoren noch durch Nichtlinearität (Reset-Test).

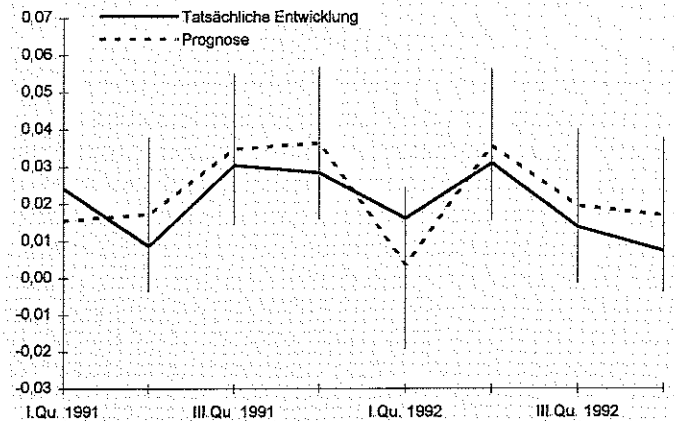
Entwicklung der Residuen der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Abbildung 5



Prognoseverhalten des Fehlerkorrekturmodells der Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen

Abbildung 6



derungsrate²⁵⁾ der Konsumausgaben für nichtdauerhafte Güter und Dienstleistungen. Die Abweichungen sind zufälliger Natur (Abbildung 5) Prognosewerte für die neunziger Jahre, für deren Berechnung — wie erwähnt — das Modell bis zum I. Quartal 1990 geschätzt wurde, stimmen mit der tatsächlichen Entwicklung sehr gut überein (Abbildung 6) Das spricht einerseits für die Güte des Modells und beweist andererseits, daß nur dieser Datenpunkt ein Ausreißer im Datengenerierungsprozeß ist.

Das Modell genügt nicht nur hohen statistischen Anforderungen, es ist auch theoretisch fundiert Die kurzfristige Dynamik wird gemeinsam mit langfristiger Interaktion (Fehlerkorrekturmechanismus) modelliert. Der Anpassungsprozeß zum Gleichgewicht wird nicht vorgegeben, sondern durch die Daten bestimmt

In Übersicht 5 geben die Koeffizienten der logarithmischen Differenzen von Einkommen, Vermögen und Inflation die kurzfristigen Reaktionen der Konsumausgaben auf Änderungen dieser Variablen wieder, die langfristigen Relationen sind im Fehlerkorrekturterm (ECM) enthalten, und der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms gibt die Reaktion der Konsumenten auf Ungleichgewichte zwischen geplanten und aktuellen Konsumausgaben wieder.

Die langfristige Einkommenselastizität (0,7) ist demnach rund doppelt so hoch wie die kurzfristige (0,3) Dies entspricht den Erwartungen und kann mit der Trägheit im Konsumverhalten erklärt werden: Die Konsumenten passen ihr Konsumverhalten nur dann an Änderungen der Rahmenbedingungen an, wenn sie diese als permanent erachten. Daraus leitet sich die stabilisierende Wirkung des Konsums im Konjunkturverlauf ab (Wüger, 1993). Auch die Reaktionen auf Preisänderungen sind kurzfristig etwas schwächer als langfristig Unterschiede zwischen kurz- und langfristigen Einflüssen zeigen sich ebenso für das Vermögen. Während sich langfristig Vermögen und Konsumausgaben parallel entwickeln, ist kurzfristig das Gegenteil zu beobachten.

Der kurzfristig negative Einfluß von Vermögensänderungen auf das Konsumverhalten ist nichts Ungewöhnliches; er kann z. B. mit Zinseffekten in Zusammenhang gebracht werden: Ein hoher Zinssatz kann zu Substitution von Konsum durch Sparen führen²⁶⁾, und da Vermögen kumuliertes Sparen ist (Vermögensveränderung entspricht also dem Sparen), kann daraus ein negativer Einfluß abgeleitet werden.

Der kurzfristig negative Einfluß von Vermögensänderungen auf die Konsumausgaben kann auch auf ein notwendiges Ansparen (Zwecksparen) für Konsumzwecke zurückzuführen sein (Liquiditätsbeschränkungen durch imperfekte Kapitalmärkte).

Der negative Koeffizient des Fehlerkorrekturterms entspricht theoretischen Vorstellungen. Er ist notwendig, um zu einem Gleichgewicht im Konsumverhalten zu kommen, und reflektiert das Bemühen der Wirtschaftssubjekte, Ungleichgewichte zwischen aktuellem und geplantem Konsum, die aus Irrtümern der Vergangenheit resultieren, zu korrigieren.

Nachdem gezeigt wurde, daß der Ansatz theoretischen Vorstellungen entspricht, statistisch wohlspezifiziert ist und die Information der empirischen Datenbasis voll ausnützt, soll er abschließend mit anderen Ansätzen verglichen werden Als Referenz dient ein Ansatz von Thury (1989), der zur Erklärung der Konsumententwicklung neben einem Fehlerkorrekturterm und den Veränderungen von Einkommen und Preisen sowie den auch hier verwendeten Dummy-Variablen auch eine langfristige Beziehung zwischen Vermögen und Einkommen (Hendry — von Ungern Sternberg, 1981, Cuthbertson — Barlow, 1991), verzögerte zweite Differenzen des Vermögens und erste der endogenen Variablen berücksichtigt.

Dieser Vergleich soll prüfen, ob das Modell alle Informationen enthält, die auch in einem brauchbaren Alternativansatz erfaßt werden. Die verwendeten Tests (Thury —

²⁵⁾ Differenzen der Logarithmen entsprechen etwa relativen Veränderungsrate

²⁶⁾ Dem negativen Substitutionseffekt steht allerdings ein positiver Einkommenseffekt gegenüber. Ein niedriger Zinssatz impliziert nämlich geringere Zinseinkommen, was niedrigere Konsumausgaben nach sich zieht. Allerdings dürfte die Konsumneigung aus Zinseinkommen niedrig sein, so daß insgesamt der negative Substitutionseffekt überwiegen dürfte. Dies bestätigt auch der negative Koeffizient des Zinssatzes in manchen Konsumfunktionen (Wüger 1993)

Wüger, 1994) verwarfen das Alternativmodell, nicht aber den hier abgeleiteten Ansatz. Er ist also dem Alternativansatz überlegen

Zusammenfassung

Die ökonomische Theorie unterstellt, daß Realeinkommen, Realvermögen und Inflation wichtige Bestimmungsfaktoren einer langfristigen Konsumfunktion sind. Die Analyse österreichischer Quartalsdaten dieser Reihen ergab eine Gleichgewichtsbeziehung zwischen ihnen, die als langfristige Konsumfunktion interpretiert werden kann. Dieser Umstand impliziert, daß ein „Fehlerkorrekturmodell“ das Konsumverhalten in Österreich adäquat abbildet. Dieser Ansatz enthält sowohl Niveaus als auch Differenzen der relevanten Variablen und ist kompatibel mit Theorien des langfristigen Gleichgewichts. Da sowohl kurz- als auch langfristige Beziehungen der Variablen erfaßt werden, ist eine dynamische Modellspezifizierung erforderlich.

Ausgangspunkt der dynamischen Spezifizierung ist ein allgemeines „Autoregressive Distributed Lag (ADL) Modell“. Dieses wird durch Reparametrisierung und sequentielle Reduktion vereinfacht. Das so gestaltete Fehlerkorrekturmodell für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen ist daher eine dateninduzierte, sparsame Spezifikation, in der sowohl Differenzen der Variablen als auch Quoten in Niveaus Verwendung finden. Die Differenzen erfassen die kurzfristigen Reaktionen der Konsumausgaben auf Änderungen von Einkommen, Vermögen und Inflation, die Quote (Fehlerkorrekturmechanismus) stellt die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht dar. Der Koeffizient der Quote liefert Informationen darüber, wie Ungleichgewichte zwischen Plänen und tatsächlichen Ausgaben von den Wirtschaftssubjekten korrigiert werden. Die Effekte von Kalendervariationen sowie fiskalischen Maßnahmen erfaßt der Schätzansatz über Dummy-Variable.

Dieses Modell bildet die Konsumententwicklung sehr gut ab. Es zeigt, daß das Jahr 1990 ein „Ausreißer“ im Datengenerierungsprozeß ist, liefert gute Prognosen und ist früher geschätzten Modellversionen überlegen.

Literaturhinweise

Almon S. „The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures“ *Econometrica* 1965 33

Brandner P. „Interventionsanalyse im Rahmen des Zeitreihenmodellbaus — eine Darstellung anhand des österreichischen Konsums“ Seminararbeit Wien 1986

Breuss F, Wüger M. „Consumer Climate Data in Macroeconomic Consumption Functions“ *Empirica* 1986 13(1)

Chow G C. „Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions“ *Econometrica* 1960 28

Cuthbertson K, Barlow D. „Disequilibrium, Buffer Stocks and Consumers Expenditures on Nondurables“ *The Review of Economics and Statistics* 1991 73(4)

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

Engle R F, Granger C W J. „Cointegration and Error Correction“ *Econometrica* 1987 55

Ericsson N R, Campos J, Tran H A. „PC-Give and David Hendry's Econometric Methodology“ *Revista de Econometria* 1990 10

Granger C W J. „Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification“ *Journal of Econometrics* 1981

Hall R E. „Stochastic Implications of the Life-Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence“ *Journal of Political Economy* 1978 86

Harvey A, Scott A. „Seasonality in Dynamic Regression Models“ 1993 (mimeo)

Hendry, D F, von Ungern Sternberg, T. „Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure“ in Deaton A S. (Hrsg.) *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour* Cambridge University Press Cambridge Mass 1981

Hylleberg S, Engle R F, Granger C W J, Yoo, B S. „Seasonal Integration and Cointegration“ *Journal of Econometrics* 1990 44

Jäger A, Neusser K. „Die moderne aggregierte Theorie des Konsum- und Sparverhaltens: Eine empirische Studie für Österreich“, *Österreichisches Forschungsinstitut für Sparkassenwesen Schriftenreihe* 1988 (Sonderband)

Johansen S. „Statistical Analysis of Cointegrating Vectors“ *Journal of Economic Dynamics and Control* 1988 12

Johansen, S, Juselius, K. „Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — With Application to the Demand for Money“ *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 1990 52

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)

Salmon M. „Error Correction Mechanism“ *The Economic Journal* 1982 92

Thury G. „Intervention Analysis of Consumer Expenditure in Austria“ *Empirica* 1988 15(2)

Thury G. „Dynamic Specification of Consumer Expenditures on Nondurables and Services in Austria“ *Empirica* 1989 16(1)

Thury G, Wüger M. „Consumer Expenditure on Nondurables and Services“ WIFO Working Papers 1994 (70)

Wüger M. „Dauerhafte Konsumgüter — Nachfrage und Ausstattung der österreichischen Haushalte“ WIFO-Monatsberichte 1981 54(2)

Wüger M. „Stabiler Konsum in der Rezession“ WIFO-Monatsberichte 1993 66(11)