ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Wüger, Michael

Working Paper

Der Zusammenhang zwischen Benzin- und Rohölpreis. Analyse mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen bzw. Fehlerkorrekturansätzen

WIFO Working Papers, No. 118

Provided in Cooperation with:
Austrian Institute of Economic Research (WIFO), Vienna

Suggested Citation: Wüger, Michael (1999) : Der Zusammenhang zwischen Benzin- und Rohölpreis. Analyse mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen bzw. Fehlerkorrekturansätzen, WIFO Working Papers, No. 118, Austrian Institute of Economic Research (WIFO), Vienna

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/128671

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

DER ZUSAMMENHANG ZWISCHEN BENZIN- UND ROHÖLPREIS

ANALYSE MIT HILFE VON TRANSFER-FUNKTIONSMODELLEN BZW. FEHLERKORREKTURANSÄTZEN

MICHAEL WÜGER

118/1999

DER ZUSAMMENHANG ZWISCHEN BENZIN- UND ROHÖLPREIS

ANALYSE MIT HILFE VON TRANSFER-FUNKTIONSMODELLEN BZW. FEHLERKORREKTURANSÄTZEN

MICHAEL WÜGER

WIFO Working Papers No. 118
July 1999

1999/208/W/

ANALYSE DES ZUSAMMENHANGS ZWISCHEN BENZIN- UND ROHÖLPREIS MIT HILFE VON TRANSFERFUNKTIONSMODELLEN BZW. FEHLERKORREKTURANSÄTZEN[1])

MICHAEL WÜGER

Gemäß der Preisstatistik der Europäischen Kommission waren die Kraftstoffpreise in Österreich durchwegs höher als in den Nachbarländern. Die Preisdifferenz kann standorts- aber auch wettbewerbsbedingt sein. Die Wettbewerbsintensität beeinflußt nicht nur das Preisniveau, sondern auch die Preisschwankungen. Bei starkem Wettbewerb ist zu erwarten, daß Änderungen des Rohölpreises sehr rasch auf die Kraftstoffpreise durchschlagen. Der Rohölpreis bestimmt gemeinsam mit der Raffinerie-Technologie die Rohöleinsatzkosten, die den wichtigsten (aber nicht den einzigen) Kostenfaktor in der Herstellung und im Vertrieb von Kraftstoffen darstellen. Wie stark sich Änderungen des Rohölpreises auf die Kraftstoffpreise durchschlagen, kann daher als ein Indikator dafür angesehen werden, wie stark Kostenänderungen im Preis weitergegeben werden und wie hoch die Wettbewerbsintensität ist. Im folgenden soll die Beziehung zwischen Superbenzin- und Rohölpreis adäquat analysiert und ein Vergleich mit Deutschland gezogen werden, um wichtige Rückschlüsse auf die Preisbildung bzw. -entwicklung ziehen zu können.

1. Verwendete Methoden

Die Analyse der Preisentwicklung kann sich entweder auf Zeitreihenmodelle oder ökonometrische Ansätze stützen. Mit Hilfe von Zeitreihenmodellen werden insbesondere kürzerfristige Effekte herausgearbeitet. Die Zeitreihen (d. s. Beobachtungen über die Zeit hinweg) müssen daher geeignet transformiert werden, um längerfristige Komponenten herauszufiltern (siehe Anhang). Mit Hilfe von ökonometrischen Analysen werden kausale und in der Regel vor allem längerfristige Zusammenhänge herausgearbeitet.

Univariate Zeitreihenmodelle – sogenannte ARIMA-Modelle[2]) –, die in den siebziger Jahren von *Box – Jenkins* (1976) entwickelt wurden, versuchen den sogenannten Datengenerierungsprozeß einer Zeitreihe (in unserem Fall die Preisentwicklung) aus sich selbst heraus – sozusagen aus ihrem eigenen "Gedächtnis" – zu modellieren. Dabei stützt man sich auf Beobachtungen aus der Vergan-

---

[1]) Die vorliegende Arbeit ist eine etwas überarbeitete Teilstudie der vom Bundesministerium für wirtschaftliche Angelegenheiten beauftragten Studie "Der Kraftstoffmarkt in Österreich".

[2]) ARIMA: Autoregressiv Integrated Moving Average

genheit (sogenannte autoregressive Terme) und gewogene sukzessive Fehler (sogenannte gleitende Durchschnitte), die bei der Erklärung aus der bloßen Vergangenheit auftreten. Externe Ereignisse (z. B. wirtschaftspolitische Eingriffe, Krisen, usw.) können einerseits durch Verwendung von sogenannten Interventionsvariablen (*Ledolter*, 1977, *Brandner*, 1986, *Thury*, 1988, *Puwein – Wüger*, 1997), die deren Einfluß auf den Datengenerierungsprozeß abbilden, berücksichtigt werden. Eine andere Möglichkeit den Effekt von besonderen Ereignissen im Datengenerierungsprozeß herauszuarbeiten, besteht in der Anwendung von Ausreißererkennungsverfahren (*Chen – Liu – Hudak*, 1990, *Thury – Wüger*, 1992). Bei diesen werden in einem iterativen Ansatz simultan die Modellparameter des Datengenerierungsprozesses und Ausreißereffekte geschätzt und die drei Stufen – Ausreißer erkennen, Ausreißer anpassen und Parameter schätzen auf der Basis der korrigierten Reihe – solange wiederholt, bis kein Ausreißer mehr gefunden wird.

Im Gegensatz zu univariaten Zeitreihenmodellen, die – wie vorher festgestellt – die Preisentwicklung aus der Eigendynamik erklären, wird mit Hilfe von ökonometrischen Funktionen versucht, kausale Zusammenhänge zwischen – in unserem Fall – dem Produktenpreis (Superbenzin) und den wichtigsten Einflußfaktoren (Rohölpreis, Importpreis, usw.) zu schätzen. In sogenannten Fehlerkorrekturansätzen (siehe Anhang), die eine Verbindung der Integrationstheorie der Zeitreihenanalyse und dem ökonomischen Gleichgewichtskonzept darstellen, geht man davon aus, daß langfristig eine enge Beziehung zwischen den Produktenpreisen und den wichtigsten Einflußfaktoren (Rohölpreis, Importpreis) existiert. Kurzfristig kommt es immer wieder zu Abweichungen, die Korrekturen auslösen.

Eine Kombination von Zeitreihenmodellen und ökonometrischen Ansätzen stellen sogenannte Transferfunktionsmodelle (siehe Anhang) dar. Sie sind eine Klasse von multiplen Zeitreihenmodellen, bei der versucht wird, den Einfluß von Faktoren – sogenannten exogenen Größen für den Produktenpreis, in unserem Fall z. B. Rohöl- und/oder Importpreis – auf den Datengenerierungsprozeß der zu untersuchenden Zeitreihe (Produktenpreis) zu erfassen, wobei jede Zeitreihe (Produktenpreis, Rohölpreis, usw.) für sich mit einem geeigneten univariaten Zeitreihenmodell "vorbehandelt" wird. Mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen können daher statistisch gut abgesicherte Aussagen darüber gemacht werden, wie sich z. B. Änderungen des Rohöl- bzw. des Importpreises im Produktenpreis (Superbenzin) niederschlagen.

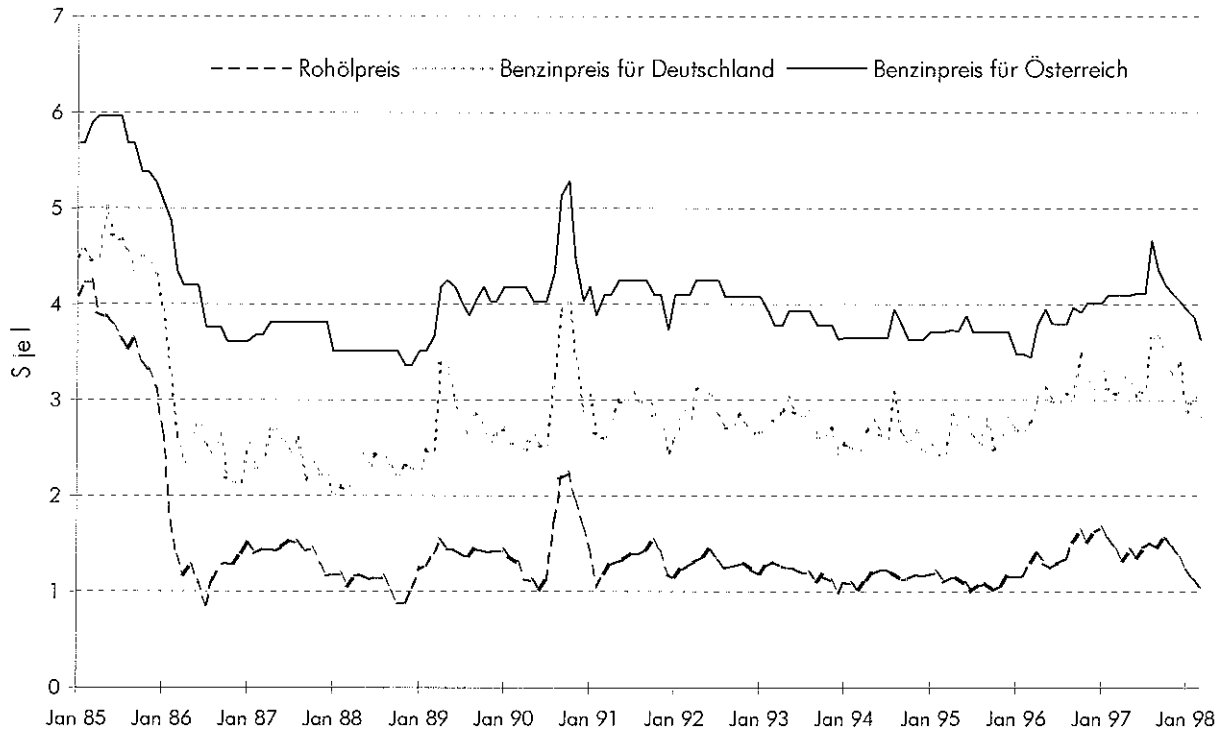
2. Datenbasis und Ergebnisse

Auf der Basis monatlicher Preise (Quelle: Europäische Kommission) für den Zeitraum Jänner 1985 bis März 1998 wurden die Zusammenhänge zwischen dem Produkten- (Superbenzin) und dem Rohölpreis (Brent, Quelle: OMV) mittels Fehlerkorrekturansätze und Transferfunktionsmodelle untersucht. Die Ergebnisse für Österreich und Deutschland werden nachfolgend verglichen. Wegen der engen Bindung des Schillings an die D-Mark ergeben sich keine Verzerrungen durch Wechsel-

kursschwankungen Außerdem wurde der Zusammenhang zwischen Import- und Produktenpreis für Österreich untersucht[3])

Da nur monatliche Beobachtungen zur Verfügung standen, konnte außerdem das Zeitprofil der Zusammenhänge – also wie lange es z. B. dauert bis sich eine Rohölpreisänderung in einer Produktenpreisänderung niederschlägt – nur unzureichend abgebildet werden. Dazu wären zumindest wöchentliche – im Idealfall jedoch – tägliche Angaben nötig gewesen

Abbildung 1: Entwicklung des Rohölpreises und der Nettopreise für Superbenzin in Österreich und Deutschland



Q: EC, OMV, eigene Berechnungen

Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, sind die Nettopreise (Preis ohne Steuer) für Superbenzin in Österreich absolut deutlich höher als im benachbarten Ausland. Im Durchschnitt der Untersuchungsperiode lag der Nettopreis für Superbenzin in Österreich bei 4,06 S, in Deutschland bei 2,89 S (Übersicht 1). Auffallend ist auch die plateauartige Preisentwicklung in Österreich.

[3]) Für Deutschland standen keine Importpreise zur Verfügung.

Übersicht 1: Statistische Kennzahlen für den Rohölpreis, die Nettopreise für Superbenzin im Vergleich mit Deutschland sowie den Importpreis für Superbenzin, auf der Basis von Monatsdurchschnitten

Jänner 1985 bis März 1998

	Nettopreis für Superbenzin		Importpreis für Superbenzin	Rohölpreisnotierung
	Österreich	Deutschland	Österreich	
	S je l			
Mittelwert	4,06	2,89	2,17	1,49
Standardabweichung	0,57	0,60	0,72	0,69
Variationskoeffizient[1])	14,04	20,76	33,32	46,27

Q: EC, OMV, ÖSTAT, eigene Berechnungen – [1]) Standardfehler in Prozent des Mittelwertes

Eine Analyse des Preises für Superbenzin in Österreich mit Hilfe von univariaten Zeitreihenmodellen zeigt, daß dieser einem reinen autoregressiven Prozeß folgt, d. h. er schwankt nur wenig (plateauartige Entwicklung) Der Rohölpreis gehorcht hingegen keinem reinen autoregressiven Prozeß und zeigt größere Variabilität (Übersicht 1). Dementsprechend zeigen die berechneten Variationskoeffizienten[4]), die ein Maß für die relative Schwankungsintensität einer Zeitreihe darstellen, große Unterschiede Er ist beim Preis für Rohöl mehr als dreimal so hoch wie bei Superbenzin.

In Deutschland gehorcht der Superpreis zwar ebenfalls einem reinen autoregressiven Prozeß, der autoregressive Term ist jedoch nicht so hoch wie in Österreich, d. h. der Preis ist nicht so stabil wie bei uns und er verläuft nicht plateauartig[5]). Der Variationskoeffizient ist in Deutschland rund um die Hälfte höher als in Österreich (Übersicht 1)

Die Beziehungen zwischen dem Nettopreis für Superbenzin und dem Rohölpreis wurden mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen (siehe Anhang) untersucht. Für die Preisgestaltung für Superbenzin sind demnach die Rohölpreisentwicklungen des laufenden Monats sowie des vorangegangenen von Bedeutung[6]). Mit den geschätzten Ansätzen konnte ein außerordentlich hoher Prozentsatz (bis zu 98%) der Schwankungen des Nettopreises für Superbenzin erklärt werden, die Standardfehler der Gleichung sind verschwindend klein, und in den Fehlern zeigte sich keinerlei Systematik (Übersicht 2). Die geschätzten Modelle erklären somit die Vergangenheit sehr gut.

Auskunft über die Güte eines Modells liefert auch seine Prognosefähigkeit. Deshalb wurde das Transferfunktionsmodell zunächst bis zum März 1997 geschätzt und eine 12-Monatsprognose bis zum März 1998 erstellt. Wie aus Übersicht 3 hervorgeht, wurde die tatsächliche Entwicklung sehr

---

[4]) Der Variationskoeffizient bezieht den Standardfehler (Wurzel der Varianz) – ein Maß der absoluten Schwankungsintensität einer Zeitreihe – auf deren Mittelwert

[5]) Die plateauartige Entwicklung des Superpreises in Österreich (Abbildung 1) führt auch dazu, daß mit Hilfe von Ausreißererkennungsprogrammen relativ viele Ausreißer im Datengenerierungsprozeß gefunden wurden.

[6]) Für eine exakte Abbildung wären, wie bereits festgestellt, Tagesdaten notwendig. Das auf den ersten Blick etwas überraschende Ergebnis, daß auch der Preis des Vormonats bei der Preisgestaltung miteingeht, dürfte damit zusammenhängen, daß manche Rohölpreisänderungen erst gegen Monatsende stattfinden und sich daher erst im nächsten Monat in den Produktenpreisen auswirken.

gut vorausgesagt. Der durchschnittliche Prognosefehler liegt bei 10 g, d. s. rund 2,5% des Nettopreises[7])

Übersicht 2: Elastizitätsschätzungen für den Preis von Superbenzin in bezug auf den Rohölpreis

Schätzansatz	Transformation bzw Vorbehandlung der Zeitreihen	Österreich				Deutschland			
		Elastizität	R^2	*DW*	Standard-fehler	Elastizität	R^2	*DW*	Standard-fehler
Transferfunktion									
LTF-Ansatz[1])	Logarithmen	0,30	0,93	1,90	0,03	0,49	0,83	1,46	0,08
LTF-Ansatz[1])	Logarithmen, ausreißerbereinigt	0,22	0,97	1,98	0,02	0,49	0,94	1,94	0,05
LTF-Ansatz[1])	Logarithmen, absolute Differenzen	0,27	0,93	2,10	0,03				
LTF-Ansatz[1])	Logarithmen, absolute Differenzen, ausreißerbereinigt	0,19	0,98	2,06	0,02	0,48	0,93	1,96	0,05
CCF-Ansatz[2])	Logarithmen	0,29				0,48			
CCF-Ansatz[2])	Logarithmen, absolute Differenzen	0,29				0,48			
STF-Ansatz[3])	Logarithmen	0,33	0,93	2,00	0,03	0,49	0,82	1,99	0,08
STF-Ansatz[3])	Logarithmen, ausreißerbereinigt	0,29	0,93	2,00	0,03	0,48	0,82	1,99	0,08
STF-Ansatz[3])	Logarithmen, absolute Differenzen	0,27	0,92	2,00	0,03	0,45	0,86	1,99	0,07
STF-Ansatz[3])	Logarithmen, absolute Differenzen, ausreißerbereinigt	0,23	0,92	2,00	0,03	0,54	0,87	1,99	0,06
Fehlerkorrektur-ansatz	Logarithmen, absolute Differenzen	0,24	0,37	1,90	0,03	0,55	0,40	2,15	0,07

R^2 Bestimmtheitsmaß
DW Durbin Watson Statistik

Q: Eigene Berechnungen. – Aufgrund der Art der Berechnung können beim CCF-Ansatz R^2, *DW* und der Standardfehler nicht angegeben werden (siehe Anhang). – [1]) Lineare Transferfunktion (siehe Anhang) – [2]) Kreuzkorrelationfunktionsansatz (siehe Anhang) – [3]) Simultaner Transferfunktionsansatz (siehe Anhang)

Mit Hilfe des Transferfunktionsmodells läßt sich angeben wie stark der Nettopreis für Superbenzin von Rohölpreisänderungen beeinflußt wird, wie quasi ein Impuls einer Rohölpreisänderung auf den Nettopreis für Superbenzin "durchschlägt". Die geschätzten Koeffizienten sind in Österreich nur etwa halb so hoch wie in Deutschland, d. h. für die Preisentwicklung des Produktenpreises hat der

[7]) Das Transferfunktionsmodell ist einem reinen ARIMA-Modell, das die Entwicklung nur aus der Eigendynamik voraussagt, deutlich überlegen. Der durchschnittliche Prognosefehler des ARIMA-Modells liegt bei 40 g, d. s. rund 10% des tatsächlichen Nettopreises

Rohölpreis in Österreich nur eine halb so große Bedeutung wie in Deutschland Der Nettopreis für Superbenzin wird in Österreich dem zu Folge wesentlich stärker von anderen Faktoren als die Rohölpreisentwicklung (Mark-up, andere Kosten, usw.) beeinflußt als in Deutschland Zum höheren Preisniveau in Österreich tragen Standorts- und Wettbewerbsfaktoren bei.

Übersicht 3: Prognosegüte eines Transferfunktionsmodells

12-Monatsprognose

	Preis für Superbenzin in Österreich	
	Tatsächlicher Wert	Transferfunktionsmodell
1997		
April	4,105	4,039
Mai	4,105	4,072
Juni	4,122	4,037
Juli	4,122	4,050
August	4,663	4,112
September	4,372	4,116
Oktober	4,205	4,091
November	4,122	4,106
Dezember	4,038	4,012
1998		
Jänner	3,955	3,891
Februar	3,863	3,803
März	3,630	3,742

Q: EC, eigene Berechnungen.

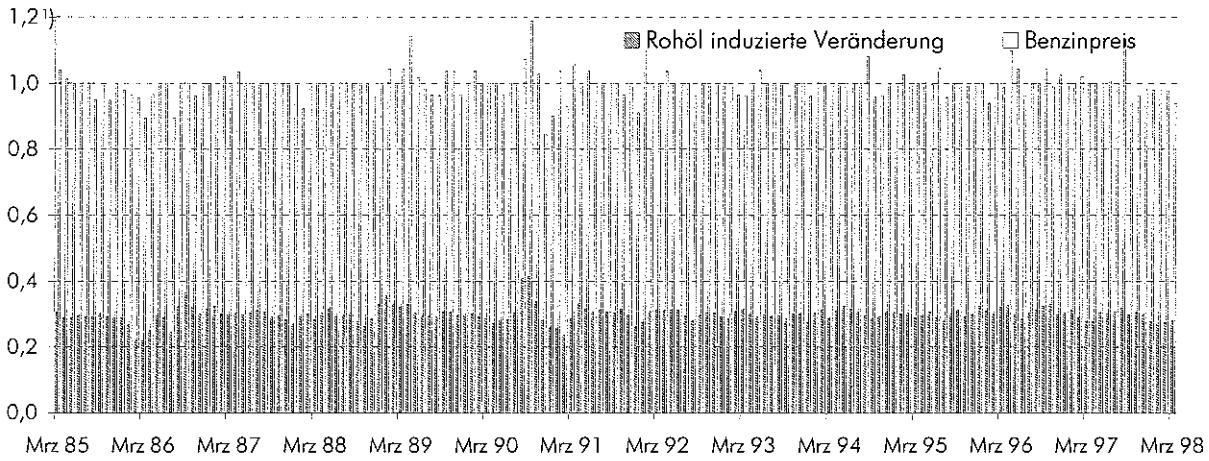
Neben den Transferfunktionsmodellen, die einerseits nach unterschiedlichen Methoden andererseits sowohl einzeln als auch simultan (siehe Anhang) geschätzt wurden[8]), wurde auch ein ökonometrischer Fehlerkorrekturansatz geschätzt. Die Schätzungen mit Hilfe dieses Ansatzes bestätigen die Ergebnisse der Transferfunktionsmodelle. Die vorgestellten Resultate können deshalb als sehr gut abgesichert angesehen werden

Die Abbildungen 2a bis 4b zeigen die mit Hilfe der Transferfunktionsmodelle errechnete Bedeutung des Rohölpreises für den Produktenpreis in Österreich und in Deutschland im Zeitablauf, die durch die Schätzungen mit Hilfe von Fehlerkorrekturmodellen gestützt werden. Sie zeigen, daß der rohölinduzierte Anteil (Abbildung 4a und 4b) an der Preisänderung für Superbenzin in Deutschland in der Beobachtungsperiode nicht nur deutlich höher war als in Österreich, sondern auch wesentlich stärker schwankte, was auf Elastizitätsunterschiede zurückzuführen ist Die mit den vorher genannten Modellen und Ansätzen ermittelten Elastizitäten des Nettopreises für Superbenzin in bezug auf den Rohölpreis lagen in Österreich in der Untersuchungsperiode bei rund 0,3 in Deutschland bei rund 0,5 (Übersicht 2)

[8]) Die unterschiedlichen Schätzansätze der Transferfunktionsmodelle brachten nahezu identische Ergebnisse (siehe Übersicht 2).

Abbildung 2a: Entwicklung der Rohölpreiskomponente und des Nettopreises für Superbenzin in Österreich

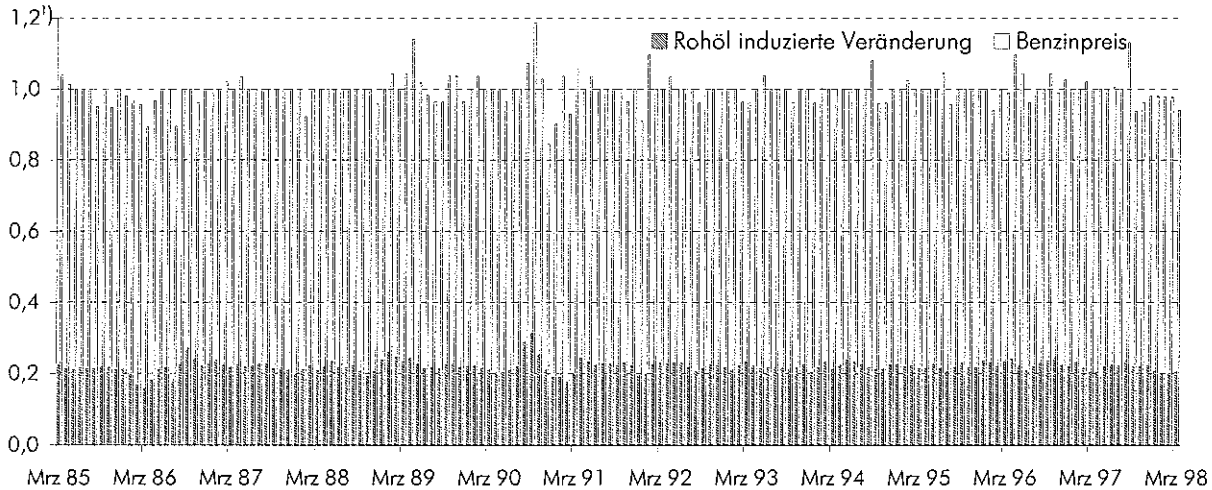
Transferfunktion ohne Ausreißerbereinigung



Q: EC, eigene Berechnungen. – [1]) Die Veränderungen wurden als Quotient von zwei aufeinanderfolgenden Werten dargestellt, somit bedeutet ein Wert von 1,2 eine 20%ige Preissteigerung, und ein Wert von 0,8 bedeutet einen 20%igen Preisrückgang

Abbildung 2b: Entwicklung der Rohölpreiskomponente und des Nettopreises für Superbenzin in Österreich

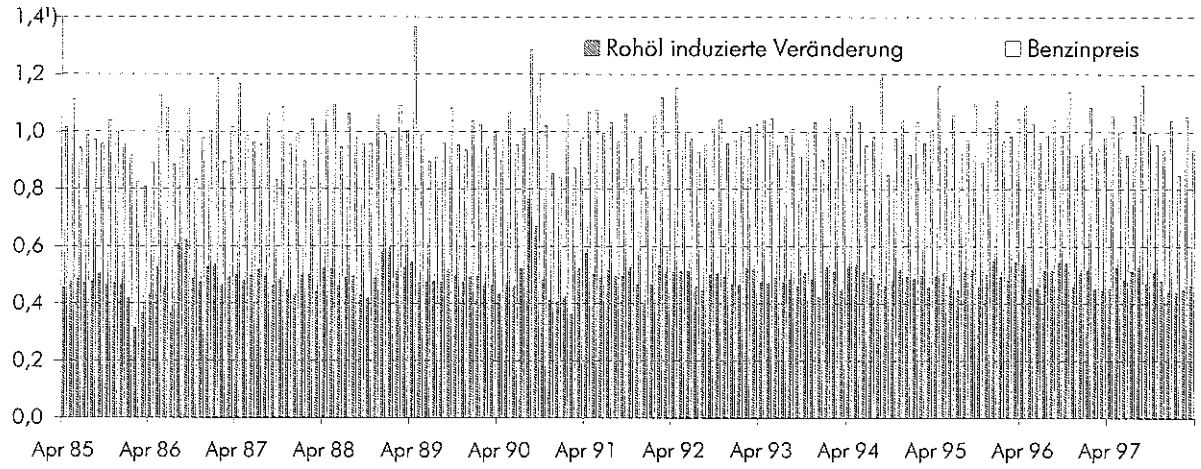
Transferfunktion mit Ausreißerbereinigung



Q: EC, eigene Berechnungen. – [1]) Die Veränderungen wurden als Quotient von zwei aufeinanderfolgenden Werten dargestellt, somit bedeutet ein Wert von 1,2 eine 20%ige Preissteigerung, und ein Wert von 0,8 bedeutet einen 20%igen Preisrückgang

Abbildung 3a: Entwicklung der Rohölpreiskomponente und des Nettopreises für Superbenzin in Deutschland

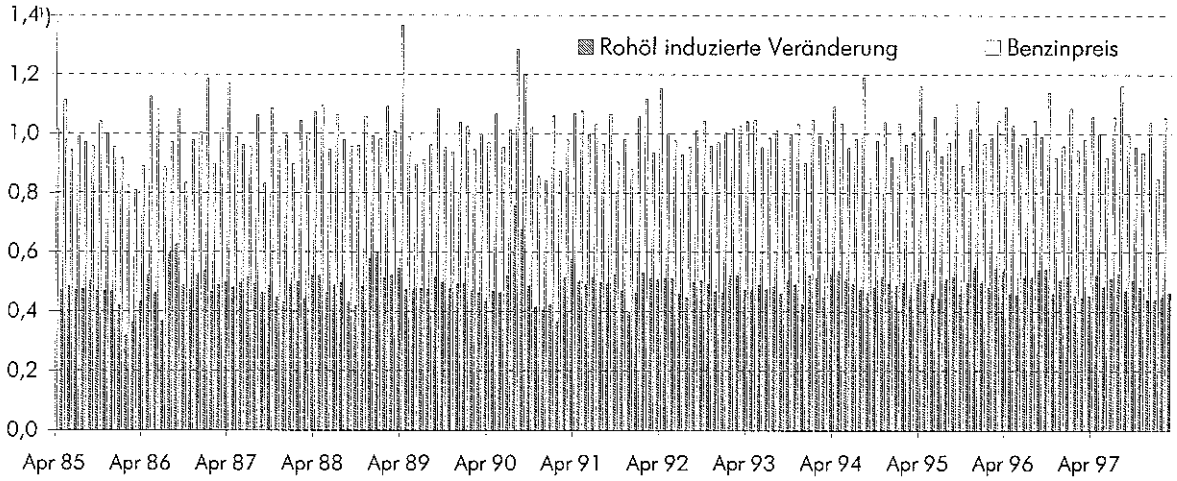
Transferfunktion ohne Ausreißerbereinigung



Q: EC, eigene Berechnungen. – [1]) Die Veränderungen wurden als Quotient von zwei aufeinanderfolgenden Werten dargestellt, somit bedeutet ein Wert von 1,2 eine 20%ige Preissteigerung, und ein Wert von 0,8 bedeutet einen 20%igen Preisrückgang

Abbildung 3b: Entwicklung der Rohölpreiskomponente und des Nettopreises für Superbenzin in Deutschland

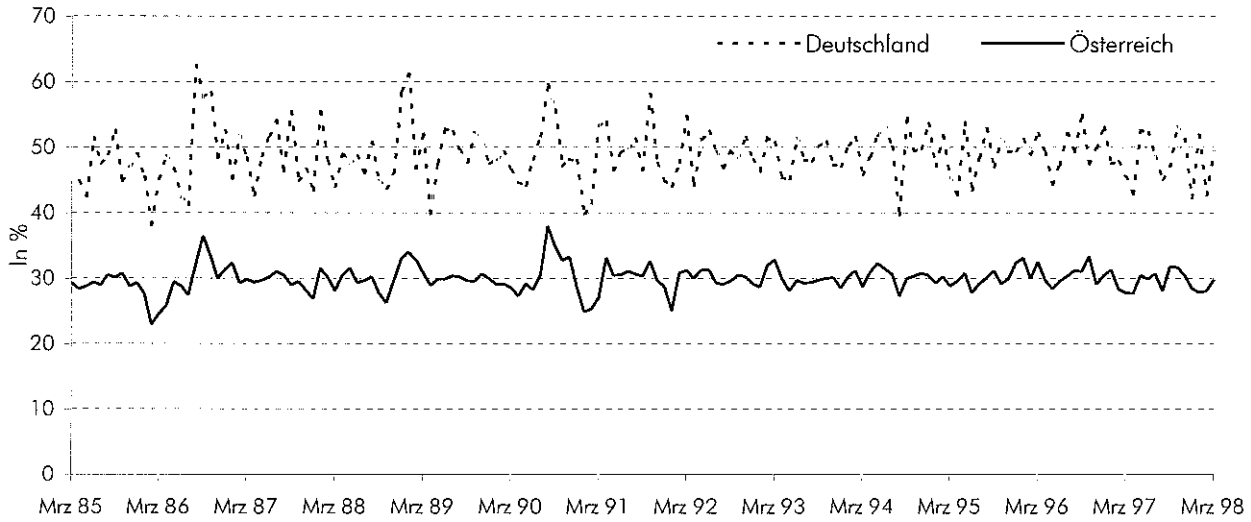
Transferfunktion mit Ausreißerbereinigung



Q: EC, eigene Berechnungen. – [1]) Die Veränderungen wurden als Quotient von zwei aufeinanderfolgenden Werten dargestellt, somit bedeutet ein Wert von 1,2 eine 20%ige Preissteigerung, und ein Wert von 0,8 bedeutet einen 20%igen Preisrückgang

Abbildung 4a: Entwicklung des Anteils der Rohölpreiskomponente am Nettopreis für Superbenzin in Österreich und Deutschland

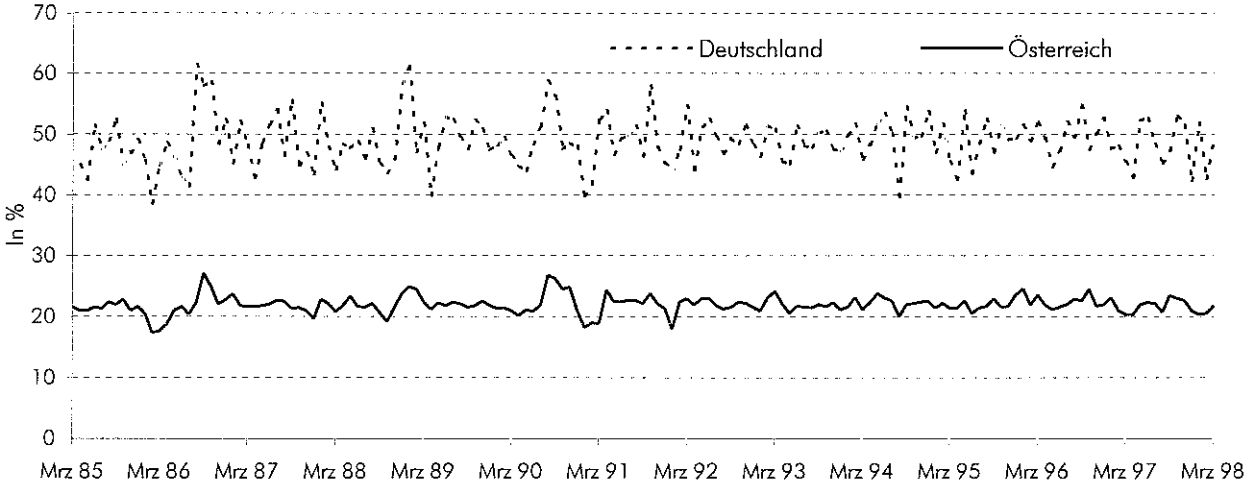
Transferfunktion ohne Ausreißerbereinigung



Q: Eigene Berechnungen.

Abbildung 4b: Entwicklung des Anteils der Rohölpreiskomponente am Nettopreis für Superbenzin in Österreich und Deutschland

Transferfunktion mit Ausreißerbereinigung



Q: Eigene Berechnungen.

Übersicht 4: Statistische Kennzahlen für Superbenzin und die Rohmarge in Österreich in unterschiedlichen Zeitperioden, auf der Basis von Monatsdurchschnitten

	Superbenzin		Rohmarge[1]) für Superbenzin	
	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung
	S je l			
Jänner 1985 bis März 1998	4,0609	0,5701	2,5733	0,2851
Jänner 1985 bis August 1990	4,1958	0,7812	2,4554	0,3462
September 1990 bis April 1996[2])	3,9348	0,3267	2,6739	0,1863
Mai 1996 bis März 1998	4,0351	0,2104	2,6244	0,1891
Perioden:				
Preisanstieg	3,9764	0,5068	2,5351	0,2938
Preisrückgang	4,1162	0,5931	2,6187	0,2524

Q: EC, eigene Berechnungen – [1]) Absolute Differenz zwischen dem Preis für Superbenzin und dem Rohölpreis – [2]) "Gläserne Taschen"

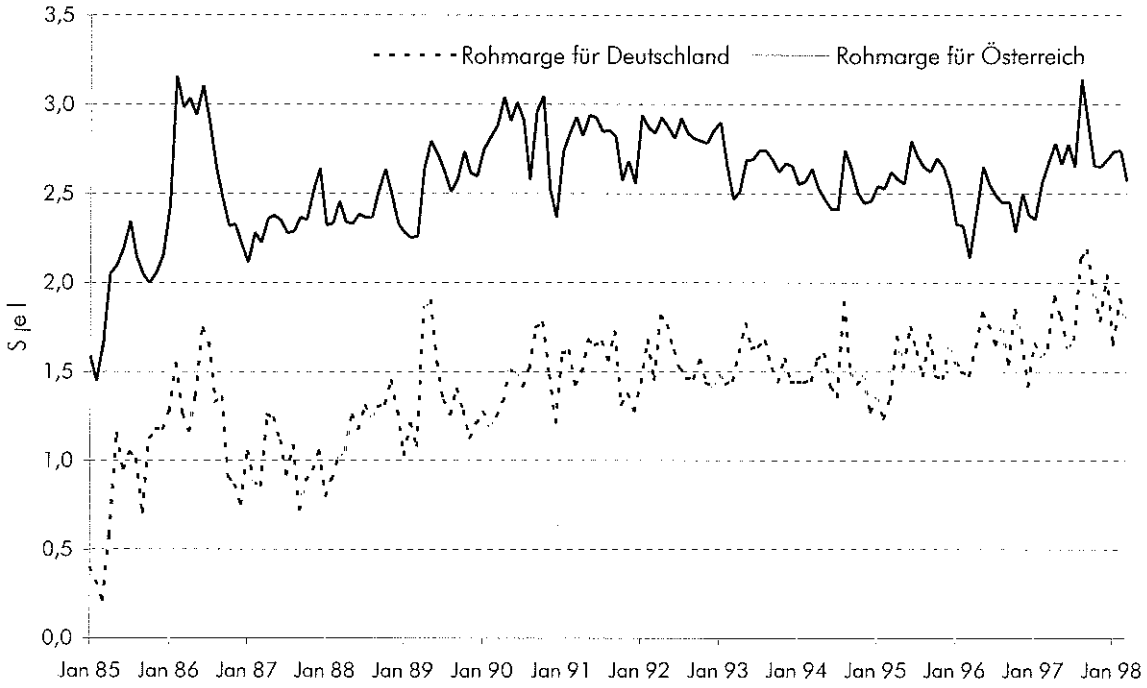
Übersicht 5: Statistische Kennzahlen für Superbenzin und die Rohmarge in Deutschland in unterschiedlichen Zeitperioden, auf der Basis von Monatsdurchschnitten

	Superbenzin		Rohmarge[1]) für Superbenzin	
	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung
	S je l			
Jänner 1985 bis März 1998	2,8933	0,6007	1,4057	0,3330
Jänner 1985 bis August 1990	2,8940	0,8421	1,1536	0,3187
September 1990 bis April 1996[2])	2,7934	0,2921	1,5326	0,1440
Mai 1996 bis März 1998	3,1865	0,2260	1,7758	0,1863
Perioden:				
Preisanstieg	2,8490	0,5114	1,4077	0,3483
Preisrückgang	2,9135	0,6514	1,4160	0,3033

Q: EC, eigene Berechnungen. – [1]) Absolute Differenz zwischen dem Preis für Superbenzin und dem Rohölpreis – [2]) "Gläserne Taschen"

Da die Nettopreise für Superbenzin in Österreich, wie bereits vorher dargestellt, in der Untersuchungsperiode deutlich höher waren als in Deutschland und die Preisunterschiede, wie die Modellschätzungen ergaben, auf anderen Faktoren als der Rohölpreisentwicklung beruhten, war die Rohmarge in Österreich – definiert als Differenz zwischen dem Preis für Superbenzin und dem Rohölpreis – deutlich höher als in Deutschland. Im Durchschnitt der Untersuchungsperiode lag sie in Österreich bei 2,57 S in Deutschland bei 1,41 S (Übersicht 4 und 5, Abbildung 5). Die Differenzen zwischen den Rohmargen in Österreich und Deutschland haben sich seit Anfang 1990 beträchtlich verringert (von rund 1,50 S auf 0,70 S).

Abbildung 5: Entwicklung von Rohmargen[1]) für Superbenzin in Österreich und Deutschland

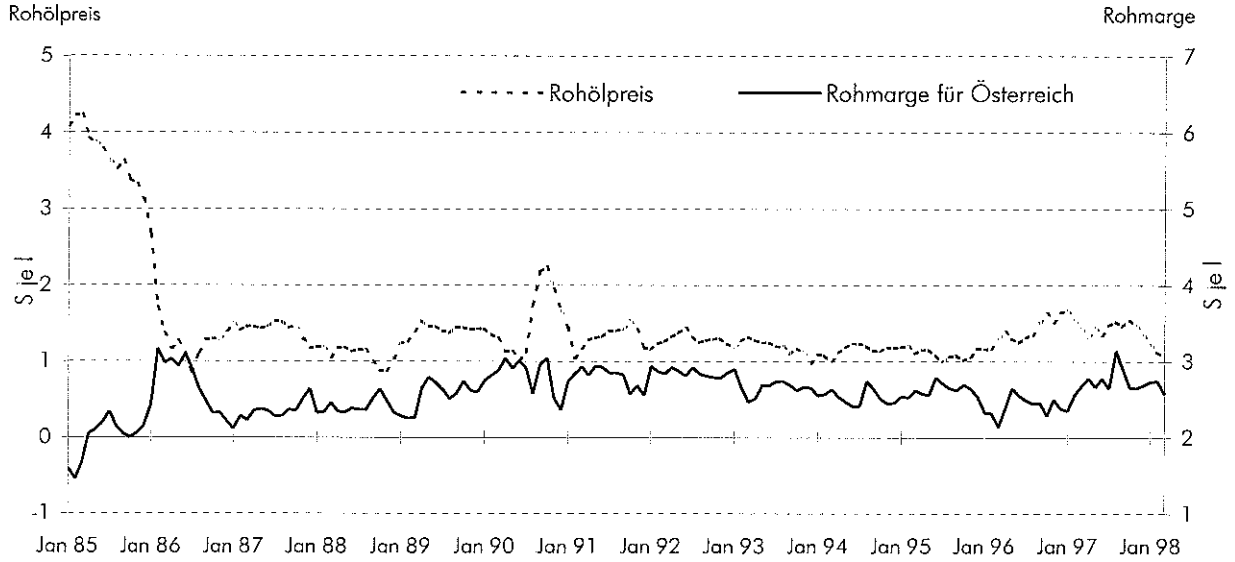


Q: Eigene Berechnungen – [1]) Absolute Differenz zwischen dem Preis für Superbenzin und dem Rohölpreis.

Die ermittelten niedrigen Elastizitäten bzw. Durchdringungskoeffizienten des Nettopreises für Superbenzin in bezug auf den Rohölpreis, führten dazu, daß bei Rohölpreisanstiegen die Rohmarge zurückging und bei Rohölpreisrückgängen zunahm. Die Korrelationskoeffizienten[9]) zwischen der Rohmarge und dem Rohölpreis, die ein Maß für den Zusammenhang dieser beiden Größen darstellen, betrugen in der Untersuchungsperiode in Österreich zwischen –0,59 (absoluter Maßstab) und –0,97 (logarithmischer Maßstab) in Deutschland –0,49 (absoluter Maßstab) und –0,86 (logarithmischer Maßstab). Die daraus resultierende spiegelbildliche Entwicklung zwischen dem Rohölpreis und der Rohmarge ist Abbildung 6 zu entnehmen, wobei unterschiedliche Skalen verwendet wurden, um den spiegelbildlichen Verlauf besser zeigen zu können. Dieser Tatbestand zeigt sich auch deutlich auf Abbildung 7: Die Marge zwischen Importpreis für Superbenzin und den Preisen ab Tankstelle entwickelt sich gegen den absoluten Importpreis für Benzin. Offenbar gelang es in der Untersuchungsperiode die übrigen Komponenten der Preisbildung (Mark-up, usw.) so flexibel zu gestalten, daß kurzfristig die Ausschläge der Rohöl- bzw. Importpreise großteils ausgeglichen werden konnten.

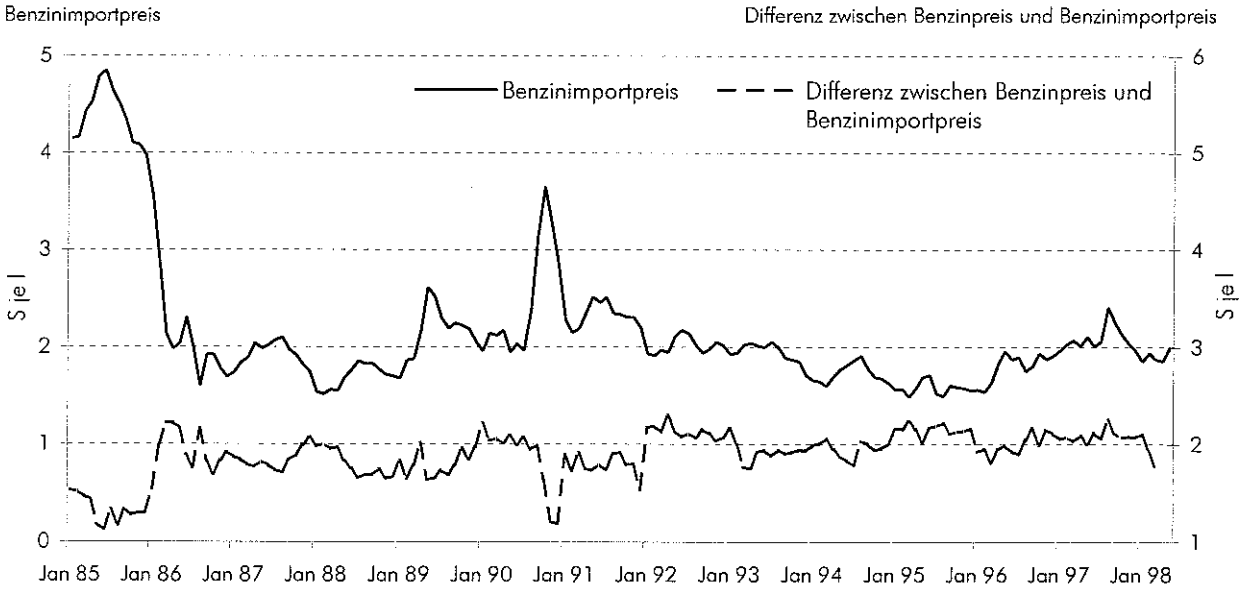
[9]) Der Korrelationskoeffizient zwischen zwei Zeitreihen kann Werte zwischen –1 und +1 annehmen. –1 bedeutet einen vollkommen spiegelbildlichen Verlauf der Zeitreihen, +1 einen völlig deckungsgleichen.

Abbildung 6: Entwicklung des Rohölpreises und der Rohmarge für Superbenzin in Österreich



Q: OMV, eigene Berechnungen

Abbildung 7: Entwicklung der Differenz des Preises für Superbenzin zum Importpreis für Benzin und absoluter Importpreis für Benzin, Österreich



Q: ÖSTAT, eigene Berechnungen

Schaltet man bei den Schätzungen der Transferfunktionsmodelle Ausreißer mit Hilfe von Ausreißerbereinigungsverfahren aus, so ergeben sich für Österreich etwas niedrigere Elastizitätswerte als

ohne diese Bereinigungen (Übersicht 2, Abbildung 4a und 4b). Das heißt, daß die Reaktionen des Nettopreises für Superbenzin auf Rohölpreisänderungen in Österreich bei starken Änderungen des Rohölpreises deutlicher ausfielen als bei schwächeren[10]. Dementsprechend verliefen bei starken Änderungen der Rohölpreise (Erdölkrise 1985, Golfkrieg 1991) die Preise zwischen Rohöl und Superbenzin deckungsgleicher als sonst

Mit Hilfe der Transferfunktionsmodelle wurde auch untersucht, ob zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs bzw. -rückgangs unterschiedliche Reaktionen in der Preisbildung für Superbenzin zu beobachten waren.

Ein Problem dabei stellt allerdings die Tatsache dar, daß nur monatliche Beobachtungen für die Analyse zur Verfügung standen, sodaß zum Beispiel zeitliche Asymmetrien[11], die möglicher Weise zwischen diesen Phasen bestehen, nicht adäquat dargestellt werden können. Außerdem sind Monatsdurchschnitte als Maß zu grob, weil es innerhalb eines Monats sowohl Preisanstiege als auch -rückgänge geben kann.

Da Tests natürlich nur die in den Daten enthaltenen Informationen wiedergeben können, sind die folgenden Ergebnisse nur vor dem Hintergrund der vorher dargestellten unzureichenden Datenbasis zu sehen.

Um Unterschiede zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs bzw. -rückgangs herauszuarbeiten, wurde mit Hilfe von Dummyvariablen die Rohölpreisvariable in Anstiegs- bzw. Rückgangswerte aufgespalten und die Schätzparameter in einem Transferfunktionsmodell verglichen. Es ergaben sich keine statistisch gesicherten Unterschiede in den Reaktionsparametern der beiden Variablen (Anstieg bzw. Rückgang), sodaß keine Unterschiede in der Preisgestaltung zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs und -rückgangs mit dem vorhandenen Datenmaterial (auf Basis von Monatsdaten) nachgewiesen werden konnten.

Zum selben Ergebnis gelangt man, wenn man in Transferfunktionsmodellen Interventionsvariable für Rohölpreisanstiege bzw. -rückgänge berücksichtigt. Die ermittelten Parameter der Interventionsvariablen unterschieden sich nicht.

Für diese Ergebnisse (keine Asymmetrie zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs bzw. -rückgangs) spricht auch, daß – auf Basis von monatlichen Beobachtungen – die absoluten Preise von Rohöl und Superbenzin zwischen Perioden des Rohölpreisanstiegs bzw. -rückgangs im Durchschnitt nahezu ident waren und die Schwankungsintensität zwischen diesen Phasen kaum Unterschiede aufwies (Übersicht 4).

Interessant ist auch eine Analyse des Zusammenhangs der Preise für Rohöl und Superbenzin im Zeitablauf, zumal es in Österreich in der Beobachtungsperiode unterschiedliche Preisbildungsregime gab und die vorhandene Datenbasis für die Untersuchung dieses Sachverhalts relativ gut

---

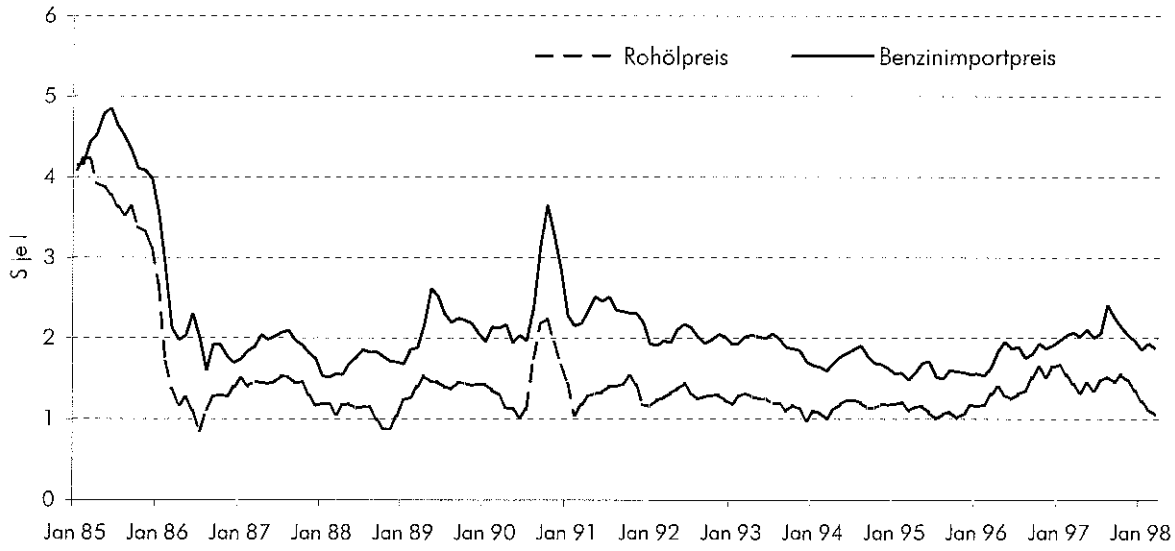
[10]) Ein Grund für die Abweichungen der Schätzungen mit und ohne Ausreißerbereinigung ist natürlich auch die im Datengenerierungsprozeß für Superbenzin gefundene relativ große Anzahl von Ausreißern (siehe vorher)

[11]) So könnte es sein, daß man auf Rohölpreisanstiege rascher reagiert als auf Rückgänge. Mit Monatsdaten kann man nur Unterschiede in dieser Größenordnung abbilden, was sicherlich viel zu grob ist

geeignet ist. Die freie Preisbildung wurde zwischen 30. August 1990 und 22. April 1996 durch das Regime der sogenannten "Gläsernen Taschen", durch das Produktenpreisänderungen nur durch nachgewiesene Kostensteigerungen ermöglicht werden sollten, abgelöst. Seit April 1996 gibt es wieder die freie Preisbildung.

Um Unterschiede in den Zusammenhängen zwischen dem Nettopreis für Superbenzin und dem Rohölpreis herauszuarbeiten, wurden einerseits Transferfunktionsmodelle für unterschiedliche Regime (freie Preisbildung[12]), "Gläserne Taschen") geschätzt sowie andererseits eine Interventionsvariable für das Regime der "Gläsernen Taschen" im Schätzansatz, dem die gesamte Beobachtungsperiode (Jänner 1985 bis März 1998) zugrunde gelegt wurde, berücksichtigt. Beide Tests zeigten, daß es in der Phase der "Gläsernen Taschen" zu keinen statistisch meßbaren Änderungen im Preisbildungsprozeß gekommen ist: Der Reaktionskoeffizient der Nettopreisbildung von Superbenzin auf Rohölpreissteigerungen hat sich nach den Ergebnissen der Transferfunktionsmodelle zwischen den beiden Regimen (freie Preisbildung bzw. "Gläserne Taschen") nicht verändert, die Interventionsvariable lieferte keinen signifikanten Erklärungsbeitrag[13]).

Abbildung 8: Entwicklung des Rohölpreises und des Importpreises für Superbenzin in Österreich



Q: OMV, ÖSTAT, eigene Berechnungen

[12]) Wegen der Kürze der Zeitreihen konnten Transferfunktionsmodelle für das Regime freie Preisbildung nur für die Periode vor der Phase der "Gläsernen Taschen" geschätzt werden. Um auch die Informationen nach der Phase der "Gläsernen Taschen" zu nutzen, wurden die Modellergebnisse für die gesamte Beobachtungsperiode mit denen der Periode der "Gläsernen Taschen" verglichen. Es ergaben sich keine statistisch meßbaren Unterschiede.

[13]) Der gefundene, wie bereits erwähnt, statistisch nicht signifikante positive Einfluß der Interventionsvariablen deutet darauf hin, daß das Regime der "Gläsernen Taschen" der Tendenz nach eher preiserhöhend als preissenkend gewirkt hat.

Auch die Betrachtung der Entwicklung der Rohmargen spricht dafür, daß sich durch das System der "Gläsernen Taschen" keine Änderung im Preisbildungsprozeß ergab. Sie unterschied sich in diesem Zeitraum nicht signifikant von den untersuchten Perioden freier Preisbildung davor und danach (Übersicht 4)[14])

Da sich die Importpreise für Superbenzin und die Rohölpreise wie aus Abbildung 8 ersichtlich ziemlich ähnlich entwickelten, lieferten Transferfunktionsmodelle, die den Nettopreis für Superbenzin durch den Importpreis für Superbenzin zu erklären versuchten, klarerweise keine anderen Erkenntnisse als die bereits vorgestellten

3. Schlußfolgerungen

Zusammenfassend kann festgehalten werden:

- Die monatlichen Kraftstoffpreise ab Tankstelle, ohne Steuern, waren im Zeitraum 1985/1998 in Österreich durchwegs wesentlich höher als in Deutschland. Im Durchschnitt war Eurosuper um 40% teurer als in Deutschland. Die Preisdifferenzen haben sich jedoch ab 1990 deutlich verringert.
- Die monatlichen Schwankungen der Kraftstoffpreise waren in Deutschland um fast 50% stärker als in Österreich.
- Der rohölinduzierte Anteil an der Preisänderung für Superbenzin war in Deutschland in der Untersuchungsperiode nach Schätzung mit Hilfe von Fehlerkorrekturansätzen sowie Transferfunktionsmodellen, die die tatsächliche Preisentwicklung sehr gut abbilden, nahezu doppelt so hoch wie in Österreich und schwankt wesentlich stärker.
- Der niedrigere rohölinduzierte Anteil der Preisänderungen und das hohe Preisniveau in Österreich haben zwei Ursachen:
  - stärkere sonstige Kostenkomponenten
  - geringerer Wettbewerbsgrad.
- Die Reaktionen des Nettopreises für Superbenzin auf Rohölpreisänderungen in Österreich hingen auch von deren Intensität ab: je stärker die Änderungen waren desto deutlicher waren die Reaktionen.
- Wegen der unzureichenden Datenbasis konnten keine adäquaten Tests darüber durchgeführt werden, ob es Asymmetrien im Preisbildungsprozeß zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs bzw –rückgangs gibt
- Das System der "Gläsernen Taschen" bewirkte keine statistisch meßbare Änderung des Preisbildungsprozesses.

---

[14]) Der etwas höhere Wert der Rohmarge im Regime der "Gläsernen Taschen" bestätigt die vorher gemachte Anmerkung, daß dieses Regime eher preiserhöhend als preisdämpfend gewirkt hat.

- Die Rohmarge (Differenz zwischen Kraftstoffpreis an der Zapfsäule ohne Steuern und dem Rohölpreis) verlief in der Untersuchungsperiode (als Folge der niedrigen Durchdringungskoeffizienten) spiegelbildlich zum Rohölpreis Sinkende Rohölpreise erhöhten, steigende senkten die Spanne für Rohölverarbeitung und Kraftstoffvertrieb.

Anhang

Fehlerkorrekturansätze und Transferfunktionsmodelle

In den siebziger Jahren entwickelten Box – 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. B. 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 Differenzenbildung (Verwendung von Veränderungsraten an Stelle von Niveaus bei Jahresdaten) erreicht werden, so bezeichnet man die Zeitreihe als integriert der Ordnung 1, kurz I(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). Bei der Interpretation und Anwendung der üblichen Testverfahren für Regressionen mit nichtstationären Zeitreihen ist daher Vorsicht angebracht[15]).

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 (z. B. Produktenpreis) und x (z. B. Rohöl- bzw. Importpreis) angenommen:

(1) $y_t = kx_t$

In (1) bezeichnet t den Zeitindex. Bringt man kx_t auf die linke 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:

(2) $z_t = y_t - kx_t$

In (2) 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

[15]) Man erhält Teststatistiken der Schätzkoeffizienten, die für das vorgegebene Testniveau fälschlicherweise zu oft signifikante Abhängigkeit anzeigen (*Wolters*, 1995).

einzige Möglichkeit in diesem Fall (*Engle – Granger*, 1987), das ursprüngliche Regressionsproblem statistisch sauber zu lösen, ist die Schätzung eines Fehlerkorrekturansatzes (*Davidson et al.*, 1978, *Salmon*, 1982) der Form

$$(3) \qquad \Delta y_t = \delta z_{t-1} + \sum b_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum b_{2i} \Delta x_{t-i} + u_t.$$

Δ ist der Differenzenoperator ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) Die dynamische Spezifizierung (3) enthält also sowohl langfristige (z_t) als auch kurzfristige Elemente (Δy_t, Δx_t), wobei davon ausgegangen wird, daß Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht immer wieder vorkommen. Sie lösen jedoch Korrekturmechanismen aus, die wieder zu einem Gleichgewicht führen.

Fehlerkorrekturansätze stellen gewissermaßen eine Versöhnung zwischen den Standpunkten der Zeitreihenanalytiker – die nur mit trend- bzw. differenzenbereinigten Daten arbeiten, um Scheinkorrelationen zu vermeiden – und den Ökonometrikern bzw. Ökonomen her – die für die Verwendung von Niveaus plädieren, um langfristige Beziehungen analysieren zu können.

Transferfunktionsmodelle, das zweite Instrument, das in der vorliegenden Studie für die Analyse Verwendung fand, stellen eine Verallgemeinerung multipler ökonometrischer Regressionen der Form

$$(4) \qquad Y_t = a_0 + a_1 X1_t + a_2 X2_t + \ldots + a_n XN_t + u_t$$

dar, wobei Y_t die zu erklärende (die sogenannte endogene) Variable und $X1_t$ bis XN_t die erklärenden (die sogenannten exogenen) Variablen darstellen und u_t den Störterm (Fehler der Regressionsgleichung), von dem unterstellt wird, daß er unabhängig ist und rein zufällige Schwankungen (im Fachjargon nennt man das "weißes Rauschen") aufweist.

Probleme mit Ansatz (4) ergeben sich, wenn die Fehler (u_t) nicht unabhängig sind. Dies ist z. B. dann zu erwarten, wenn, wie in (5) vereinfachend für den zweidimensionalen Fall (Y_t, X_t) dargestellt, die endogene Variable verzögert in die Schätzgleichung eingeht.

$$(5) \qquad Y_t = b_0 X_t + b_1 Y_{t-1} + \ldots + b_n Y_{t-n} + v_t$$

Die Variablen auf der rechten Seite der Beziehung (5) weisen eine eingebaute Abhängigkeit auf, sodaß die Unabhängigkeit der Störglieder v_t verletzt sein wird und eine wichtige Voraussetzung für die Schätzung von ökonometrischen Funktionen nicht mehr erfüllt ist (*Makridakis – Wheelwright – McGee*, 1983)[16].

Das Problem mit nichtunabhängigen Fehlern versucht man mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen zu beheben, deren Prinzip für den bivariaten (zweidimensionalen) Fall kurz dargestellt werden soll. Ausgangspunkt ist eine Gleichung der Form

---

[16]) Ein zweites Problem in (5) stellt die Bestimmung der Anzahl der Verzögerungen dar.

(6) $Y_t = C + \nu_0 X_t + \nu_1 X_{t-1} + \ldots + \nu_k X_{t-k} + N_t$

$= C + \nu(B)X_t$

wobei gilt $\nu(B)X_t = \nu_0 X_t + \nu_1 B X_t + \ldots + \nu_k B^k X_t$ und B den Verschiebeparameter darstellt (definiert als $BX_t = X_{t-1}, \ldots, B^k X_t = X_{t-k}$)

In Gleichung (6) wird die sogenannte Outputvariable ("Antwort- oder Responsevariable") Y_t durch die Inputvariable ("Impulsevariable") X_t erklärt. Die Koeffizienten ν_0 bis ν_k bezeichnet man als die Transferfunktionsgewichte, deren Anzahl normalerweise sehr groß sein wird und die angeben wie sich eine Änderung der Inputvariablen auf die Outputvariable zu jedem Zeitpunkt auswirkt. Sie werden in der Literatur auch als "Impulse-Response-Gewichte" bezeichnet. Die Summe dieser Gewichte (der sogenannte "steady state gain") gibt die gesamte Änderung im Durchschnittsniveau der Outputvariablen (z. B. Produktenpreis) an, wenn die Inputvariable (z. B. Rohölpreis) dauerhaft um eine Einheit über ihren Mittelwert (C) angehoben wird. Die Restkomponente ("Disturbance") N_t in (6) gibt den kombinierten Einfluß aller anderen Faktoren wieder, die die Outputvariable (Y_t) beeinflussen. Diese muß gesondert modelliert werden[17])

Bei Transferfunktionsmodellen wird unterstellt, daß die Inputvariable (X_t) die Outputvariable (Y_t) beeinflußt aber nicht umgekehrt und daß die Inputvariable unabhängig von der Restkomponente (N_t) ist. In unserem Fall sind die Inputvariablen der Rohölpreis bzw. die Importpreise, die Outputvariablen die Produktenpreise. Die Annahme, daß die Input- von den Outputvariablen unabhängig sind, ist sicherlich zutreffend, sodaß solche Modelle sinnvoll zur Erklärung der Produktenpreise herangezogen werden können.

Die Schätzung von Transferfunktionsmodellen ist allerdings relativ aufwendig. Zunächst müssen die Input- und die Outputvariable geeignet transformiert werden, um Stationärität zu erhalten. Bezeichnet man mit Kleinbuchstaben die geeignet transformierten Rohdaten aus (6) so erhält man

(7) $y_t = \omega(B)/\delta(B) x_{t-b} + n_t$

oder

(8) $y_t = \omega(B)/\delta(B) x_{t-b} + \Theta(B)/\Phi(B) a_t,$

wobei gilt:

$\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \ldots - \omega_s B^s,$

$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \ldots - \delta_r B^r,$

$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \ldots - \theta_q B^q,$

$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \ldots - \phi_p B^p,$

---

[17]) N_t gehorcht im stationären Fall einem ARMA-Prozeß im nichtstationären einem ARIMA-Prozeß, weist also kein "weißes Rauschen" auf

a_t eine rein zufällige Störvariable ("weißes Rauschen") ist und r, s, p, q und b Konstante darstellen, die einerseits Polynomordnungen der Transfergewichte ν (B)[18]), der autoregressiven Termen Φ (B) sowie der gleitenden Durchschnitte Θ (B) wiedergeben, andererseits die Lagstruktur der Inputvariablen (also die Verzögerung mit der sich die Inputvariable auf die Outputvariable auswirkt)

Die Identifikation von Transferfunktionsmodellen kann in drei Teilschritten erfolgen (*Liu – Hudak*, 1994):

1 Die Schätzung eines Sets von Transferfunktionsgewichten;

2 Die Bestimmung der Form des ARMA-Modells für die Restkomponente n_t; und

3 Die Bestimmung der Form des rationalen Polynoms, um die Transferfunktionsgewichte möglichst sparsam zu schätzen.

Für die ersten beiden Teilschritte können prinzipiell zwei verschiedene Ansätze verwendet werden Der erste stützt sich auf die sogenannte Kreuzkorrelationsfunktion zwischen Input- und Outputvariable, die deren Zusammenhang wiedergibt, und auf das sogenannte "Prewhitening", bei dem die in den Zeitreihen enthaltenen Innovationen[19]) durch ein geeignetes univariates ARMA-Modell herausgefiltert werden[20]) Dieses Verfahren wird daher als Kreuzkorrelationfunktions - ("CCF = Cross Correlation Function") Verfahren bezeichnet.

Das andere Verfahren nützt die lineare Form der Transferfunktion und ist in der Literatur unter "linearer Transferfunktion" (LTF)-Ansatz bekannt Die wichtigsten Elemente dieses iterativen Verfahrens (*Liu – Hudak*, 1994) sind eine erste Festlegung der Anzahl der Transfergewichte und die Bestimmung einer Näherungsgröße für die Restkomponente. Für diese (Restkomponente) wird ein geeignetes Modell ermittelt, woraus Rückschlüsse auf die ursprüngliche Transferfunktion gezogen werden Der LTF-Ansatz vereinfacht die Identifikation und ist auf den mehrdimensionalen Fall (also nicht nur eine sondern mehrere Inputvariable) verallgemeinerbar, was für den CCF-Ansatz nicht so einfach möglich ist.

Im dritten Schritt wird getestet, ob die in der Regel große Anzahl von Transferfunktionsgewichten, durch einige wenige, die nach einem bestimmten Muster abklingen, sinnvoll angenähert werden kann.

Transferfunktionsmodelle können sowohl als Einzelgleichungen als auch als Gleichungssysteme geschätzt werden Letztere bezeichnet man als simultane Transferfunktionen. Für die Erklärung des Produktenpreises durch den Rohölpreis bedeutet ein simultaner Ansatz, daß man ein Gleichungs-

---

[18]) In (7) und (8) werden die Transfergewichte ν (B) aus (6) als Verhältnis zwischen ω (B) und δ (B) dargestellt. Das hat den Vorteil, eine möglicherweise unendliche Anzahl von Gewichtstermen durch ein rationales Polynom "sparsam" anzunähern

[19]) Als Innovation bezeichnet man in der Zeitreihenanalyse Neuerungen im Datengenerierungsprozeß einer Zeitreihe, gleichsam den Rest, der übrigbleibt, wenn man alles bereits bekannte entfernt hat.

[20]) Es werden ARMA-Modelle der Form $\Phi_x(B)/\Theta_x(B)x_t = a_t$ und $\Phi_x(B)/\Theta_x(B)y_t = e_t$ geschätzt, um die Innovationen a_t für die Input- bzw. e_t für Outputvariable zu erhalten Die gesuchten Transferfunktionsgewichte erhält man mit Hilfe dieser Innovationen und der Kreuzkorrelationsfunktion

system bestehend aus einer Transferfunktion zwischen dem Produktenpreis und Rohölpreis sowie ein ARIMA-Modell für den Rohölpreis zu lösen hat.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß Transferfunktionsmodelle eine theoretisch saubere Verallgemeinerung von multiplen Regressionen mit nicht unabhängigen Fehlern (Störtermen) darstellen, eine einseitig kausale Beziehung zwischen der Input- und der Outputvariablen unterstellen und einen relativ hohen Schätzaufwand erfordern, dafür aber Scheinzusammenhänge auszuschließen helfen und komplexe Zusammenhänge abzubilden imstande sind. Die mit Hilfe dieser Transferfunktionsmodelle erhaltenen sogenannten "Impulse-Response-Gewichte" geben an, wie sich eine Änderung der Inputvariable (z. B. Rohöl) auf die Outputvariable (Produktenpreis) auswirkt.

Literaturverzeichnis

Box, G. E. P , Jenkins, G. M , Time Series Analysis: Forecasting and Control, 2nd Edition, Holden Day, San Francisco, 1976.

Brandner, P , "Interventionsanalyse im Rahmen des Zeitreihenmodellbaus – eine Darstellung anhand des österreichischen Konsums", Wien, 1986

Chen, C., Liu, L.–M , Hudak, G B , Outlier Detection and Adjustment in Time Series Modelling and Forecasting, Scientific Computing Associates, Lisle, 1990

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).

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

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)

Ledolter, J., "Adaptivity and Stability of Time Series Models", Empirica, 1977, 4(2).

Liu, L.-M., Hudak, G B , Forecasting and Time Series Analysis using the SCA Statistical System, USA, 1994.

Makridakis, S , Wheelwright, S. C , McGee, V. E., Forecasting: Methods and Applications, USA, 1983

Nelson, C R., Plosser, G J , "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics, 1982, 10

Puwein, W., Wüger, M , Tabaksteuer und Zigarettenabsatz in Österreich, Studie des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung im Auftrag der Austria Tabakwerke AG, 1997

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., Wüger, M , "Outlier Detection and Adjustment – An Empirical Analysis for Austrian Data", Empirica, 1992, 19(1)

Wolters, J , "Kointegration und Zinsentwicklung im EWS – Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung", Allgemeines Statistisches Archiv, 1995, 79

© Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung 1999

Medieninhaber (Verleger), Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung • Wien 3, Arsenal, Objekt 20 • A-1103 Wien, Postfach 91 • Tel. (43 1) 798 26 01-0 • Fax (43 1) 798 93 86 • http://www.wifo.ac.at/ • Verlags- und Herstellungsort: Wien

Die Working Papers geben nicht notwendigerweise die Meinung des WIFO wieder

Verkaufspreis: ATS 100,– bzw. EUR 7,27