

Die Abhängigkeit der Mineralölpreise in der Schweiz von der Entwicklung der Preise auf dem Rotterdamer Spotmarkt und vom Wechselkurs

Eine zeitreihenanalytische Untersuchung für die Zeit von 1972 bis 1982

Von Gebhard Kirchgässner, Zürich

1. Einleitung

Mit Ausnahme der Wasserkraft verfügt die Schweiz über keine nennenswerten eigenen Energiequellen. Insbesondere was die flüssigen Brenn- und Treibstoffe betrifft, ist sie fast völlig vom Ausland abhängig. Das bedeutet aber auch, dass die Preise für flüssige Brenn- und Treibstoffe in der Schweiz stark durch die internationale Preisentwicklung beeinflusst werden. Dabei spielen zwei Faktoren eine Rolle: die Preisentwicklung auf den internationalen Ölmärkten und die Entwicklung des Wechselkurses zwischen dem amerikanischen Dollar und dem Schweizer Franken. Wie weit trotz dieser Abhängigkeit der Spielraum für die innerstaatliche Preisgestaltung ist, soll in dieser Arbeit untersucht werden. Zu diesem Zweck werden die Konsumenten- und die Grosshandelspreisindizes für Benzin und für flüssige Brennstoffe (Heizöl) herausgegriffen, und es wird untersucht, wie weit die Preisentwicklung für diese beiden Energieträger (a) durch die Preisentwicklung auf dem Rotterdamer Spotmarkt und (b) durch die Wechselkursentwicklung bestimmt ist.

Als methodisches Instrumentarium dienen hierzu Verfahren der modernen Zeitreihenanalyse für bivariate und trivariate Modelle wie die Box-Jenkins-Analyse und Tests auf Granger-Kausalität. Gegenüber traditionellen ökonometrischen Verfahren haben diese Methoden den Vorteil, dass die Verzögerungen, mit denen die einzelnen Variablen aufeinander wirken, anhand der verfügbaren Daten ohne Auferlegen von A-priori-Restriktionen modelliert werden. Genau diese Struktur aber interessiert uns im Rahmen unserer Fragestellung: Interessant ist ja nicht nur, ob eine Beziehung zwischen den internationalen und den schweizerischen Energiepreisen existiert (wovon im übrigen ausgegangen werden kann), sondern vor allem, wie stark und mit welchen Verzögerungen die Preise in der Schweiz auf Veränderungen der internationalen Preise reagieren.

Die Definition der Granger-Kausalität, auf der die hier verwendeten Verfahren aufbauen, besagt, dass eine Variable X dann zu einer Variablen Y (*granger-)kausal* ist, wenn die Prognose zukünftiger Werte von Y dadurch verbessert werden kann, dass bei der Prognose neben den vergangenen Werten von Y auch die vergangenen

Werte von X berücksichtigt werden¹. Entsprechend ist X dann (*granger-*) *gleichzeitig-kausal* zu Y , wenn die Prognose zukünftiger Werte von Y dadurch verbessert werden kann, dass neben den vergangenen Werten von Y und von X auch der gleichzeitige Wert von X bei der Prognose berücksichtigt wird. Diese Definition entspricht sicher nicht genau dem traditionellen philosophischen Verständnis von «Kausalität»², da sie Kausalität auf (inkrementelle) Prognostizierbarkeit reduziert. Andererseits stellt sie ein empirisch handhabbares Konzept zur Verfügung, und sie steht in engem Zusammenhang mit dem Konzept der Exogenität, wie es bei traditionellen ökonometrischen Verfahren Anwendung findet³. Wenn im folgenden von kausaler Beziehung oder Kausalität die Rede ist, so ist dies immer im Sinne dieser Definition gemeint.

Aufbauend auf dieser Definition der Kausalität wurden eine Reihe neuer Testverfahren entwickelt, um kausale Strukturen zwischen Zeitreihen aufzudecken⁴. Dabei unterscheidet man zwischen solchen Verfahren, bei denen es nur um die Beantwortung der Frage geht, ob zwischen zwei Zeitreihen eine kausale Beziehung besteht und in welcher Richtung, und zwischen Verfahren, bei denen ein Modell zur Abbildung dieser Beziehung geschätzt wird. Zunächst werden wir zwei der reinen Testverfahren anwenden, den Haugh-Pierce-Test (Abschnitt 2) und das direkte Granger-Verfahren (Abschnitt 3), um die bivariaten Beziehungen zwischen den Zeitreihen zu untersuchen. Dabei geht es vor allem darum, ob neben den gleichzeitigen Beziehungen noch einseitige einfache Kausalbeziehungen oder möglicherweise gar Feedbackbeziehungen bestehen. In Abschnitt 4 wird dann das Hsiao-Verfahren angewendet, um die Struktur bivariater Modelle zwischen dem schweizerischen Energiepreis einerseits und dem Rotterdamer Preis bzw. dem Wechselkurs andererseits zu erfassen. Aufbauend auf der Kenntnis dieser Strukturen werden dann in Abschnitt 5 trivariate Modelle geschätzt, bei denen der Rotterdamer Preis und der Wechselkurs gemeinsame Determinanten des jeweiligen schweizerischen Energiepreises sind. Diese Modelle werden für die Grosshandels- und Konsumentenpreise simultan geschätzt. Aus diesen Schätzungen lassen sich dann die «Impulse-Response-Funktionen» ableiten, d. h. es wird aufgezeigt, wie die einzelnen Preise im Zeitablauf auf Veränderungen der Wechselkurse und der Rotterdamer Preise reagieren.

¹ Siehe C. W. J. Granger (1969).

² Zur Kritik an der Granger-Definition der Kausalität siehe A. Zellner (1979).

³ Die Variable X kann dann als exogen in bezug auf die Variable Y betrachtet werden, wenn X Granger-kausal zu Y , Y aber nicht Granger-kausal zu X ist. Siehe hierzu C. A. Sims (1979).

⁴ Siehe G. Kirchgässner (1981).

2. Die Untersuchung der bivariaten Beziehungen mit Hilfe des Haugh-Pierce-Tests

Zunächst geht es darum, zu sehen, ob zwischen den schweizerischen Energiepreisen und den Rotterdamer Preisen bzw. dem Wechselkurs einfache oder gleichzeitig kausale Beziehungen bestehen und welche Wirkungsrichtung bei den einfachen Beziehungen vorliegt⁵. Bei unserer Untersuchung werden wir uns dabei auf die beiden Preise beschränken, die einerseits (vermutlich) direkt durch den Rotterdamer Markt beeinflusst werden und andererseits für den Verbraucher in der Schweiz die grösste Relevanz besitzen: die Preise für Heizöl und für Benzin. Dabei betrachten wir sowohl die Grosshandels- wie auch die Konsumentenpreisindizes⁶. Ihnen stellen wir gegenüber die Rotterdamer Preise für Superbenzin und für «Gasöl»⁷ sowie den Wechselkurs zwischen dem US-Dollar und dem Schweizer Franken. A priori (aus theoretischen Überlegungen heraus) gehen wir davon aus, dass grundsätzlich die Rotterdamer Preise und der Wechselkurs auf die schweizerischen Preise einwirken, dass aber kein Einfluss in umgekehrter Richtung besteht. Die Schweiz als kleines Land und als reiner Abnehmer von Erdölprodukten dürfte kaum die Preise auf dem Weltenergiemarkt beeinflussen.

Zunächst beschränken wir uns auf die Untersuchung bivariater Beziehungen, wobei wir als erstes den Haugh-Pierce-Test verwenden. Mit diesem Verfahren kann untersucht werden, ob in bivariaten Modellen einfache und/oder gleichzeitige kausale Beziehungen vorliegen⁸. Der erste Schritt dieses Verfahrens besteht darin, dass für die einzelnen Zeitreihen ARIMA-Modelle nach der Methode von *G. E. P. Box/G. M. Jenkins* (1970) geschätzt werden. Die Schätzungen sind in Tabelle 1 zusammengestellt.

Zunächst wurden alle Reihen mit dem Filter $(1-L)\ln(\cdot)$ transformiert, d. h. es wurden die Wachstumsraten berechnet, wobei L der Verzögerungsoperator und $\ln(\cdot)$ der natürliche Logarithmus ist. Nach dieser Transformation sind die geschätzten Modelle sehr einfach: Sieht man von der Trendvariablen (dem konstanten Glied) ab, so handelt es sich mit einer einzigen Ausnahme um AR(1)- oder MA(1)-Prozesse: Nur beim Grosshandelspreisindex für das Benzin kann noch eine MA(6)-Komponente festgestellt werden. Irgendwelche konjunkturellen Schwankungen

⁵ Bei Vorliegen gleichzeitiger Kausalität kann nur festgestellt werden, ob eine solche Beziehung besteht oder nicht. Die Wirkungsrichtung kann (ohne zusätzliche externe Information) nicht angegeben werden. Siehe *G. Kirchgässner* (1981), S. 22f.

⁶ Quelle der Daten: Die Volkswirtschaft, verschiedene Jahrgänge. Alle Preisindizes wurden auf $\emptyset$ 1970 = 100 umbasiert.

⁷ Die Preise für Gasöl und für Superbenzin am Rotterdamer Markt (FOB) wurden uns von der Erdöl-Vereinigung, Zürich zur Verfügung gestellt. Bei den Daten handelt es sich um Monatsmittel. – Quelle der Wechselkurs-Daten: Monatsberichte der Schweizerischen Nationalbank, verschiedene Ausgaben.

⁸ Falls Feedback vorliegt, können jedoch beim Test auf gleichzeitige Kausalität Schwierigkeiten auftauchen. Siehe hierzu *J. M. Price* (1979) und *D. A. Pierce/L. D. Haugh* (1979).

Tabelle 1:
Univariate Box-Jenkins-Modelle
Januar 1972 bis September 1982 / 129 Beobachtungen

1. CPI _B :	Konsumentenpreisindex: Benzin $(1 - 0.263L) (1 - L) \ln(CPI_B) = 0.00369 + \hat{\epsilon}_t,$ (3.06) (2.12) SER = 0.0192, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 12.524$, $p = 0.252$.
2. CPI _H :	Konsumentenpreisindex: Flüssige Brennstoffe $(1 - 0.345L) (1 - L) \ln(CPI_H) = 0.00657 + \hat{\epsilon}_t,$ (4.13) (1.06) SER = 0.0699, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 6.577$, $p = 0.765$.
3. WPI _B :	Grosshandelspreisindex: Benzin $(1 - L) \ln(WPI_B) = 0.00545 + (1 + 0.149L^6)\hat{\epsilon}_t,$ (1.82) (-1.63) SER = 0.0297, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 4.459$, $p = 0.924$,
4. WPI _H :	Grosshandelspreisindex: Heizöl $(1 - L) \ln(WPI_H) = 0.01041 + (1 + 0.337L)\hat{\epsilon}_t,$ (1.20) (-4.08) SER = 0.0735, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 9.764$, $p = 0.461$.
5. RP _B :	Rotterdammer Preis: Superbenzin $(1 - L) \ln(RP_B) = 0.01794 + (1 + 0.531L)\hat{\epsilon}_t,$ (1.78) (-7.12) SER = 0.0747, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 12.315$, $p = 0.265$.
6. RP _H :	Rotterdammer Preis: Gasöl $(1 - L) \ln(RP_H) = 0.01917 + (1 + 0.529L)\hat{\epsilon}_t,$ (1.63) (-7.07) SER = 0.0875, FG = 126, $\hat{Q}(10) = 9.811$, $p = 0.457$.
7. WK _{DF} :	Wechselkurs: US-Dollar/Schweizer Franken $(1 - 0.347L) (1 - L) \ln(WK_{DF}) = \hat{\epsilon}_t,$ (4.17) SER = 0.0299, FG = 127, $\hat{Q}(11) = 4.097$, $p = 0.967$.

Die Zahlen in Klammern geben die $\hat{t}$ -Werte der geschätzten Parameter an. SER ist der Standardfehler der Regression, FG die Zahl der Freiheitsgrade des t-Tests. $\hat{Q}(k)$ ist der Wert der Box-Pierce-Q-Statistik mit k Freiheitsgraden. p gibt das Signifikanzniveau an, auf welchem die Nullhypothese, dass die geschätzten Residuen white noise sind, abgelehnt werden könnte.

sind in den einzelnen Zeitreihen nicht zu erkennen. Etwas überraschend scheint zunächst die AR(1)-Komponente in der Zeitreihe des Wechselkurses zu sein: Gemäss der Theorie effizienter Märkte kann man davon ausgehen, dass die Wachstumsrate des Wechselkurses weisses Rauschen ist. Die hier gemessene Autokorrelation erster Ordnung ergibt sich jedoch allein aus der zeitlichen Aggregation – wir verwenden die Wachstumsraten von Monatsdurchschnitten –;

sie steht nicht im Widerspruch zur Hypothese der Effizienz des Devisenmarktes⁹. Betrachtet man die Q-Statistiken für den Test auf weisses Rauschen der Residuen, so zeigt sich, dass die Nullhypothese, dass die geschätzten Residuen weisses Rauschen darstellen, in keinem Fall auf einem der üblichen Signifikanzniveaus verworfen werden kann. Das «schlechteste» Ergebnis findet sich beim Konsumentenpreisindex für das Benzin, doch auch hier könnte die Nullhypothese noch nicht einmal auf dem 25-Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden.

Der nächste Schritt beim Haugh-Pierce-Test besteht in der Schätzung von Kreuzkorrelogrammen zwischen den Residuen der univariaten Prozesse. Sei $\hat{q}(k)$ der geschätzte Kreuzkorrelationskoeffizient mit Lag k . Durch Untersuchung von $\hat{q}(0)$ kann überprüft werden, ob zwischen den beiden Reihen eine gleichzeitig kausale Beziehung besteht¹⁰. Durch Berechnung der Statistik

$$S = T \cdot \sum_{k=-k_1}^{k_2} \left(\frac{T}{T-|k|} \hat{q}^2(k) \right) \quad (1)$$

kann überprüft werden, ob überhaupt ein Zusammenhang besteht bzw. ob einfache Kausalbeziehungen vorliegen. Zur Überprüfung auf eine einfache Kausalbeziehung von X auf Y ($X \rightarrow Y$) wird $k_1 = -1$ und $k_2 = 4, 8, 12$ gesetzt, zur Überprüfung einer einfachen Kausalbeziehung in umgekehrter Richtung ($X \leftarrow Y$) $k_1 = 4, 8, 12$ und $k_2 = -1$, und zur Überprüfung, ob überhaupt eine einfache und/oder gleichzeitige Beziehung ($X \leftrightarrow Y$) besteht, $k_1 = k_2 = 4, 8, 12$. Wir verwenden jeweils drei verschiedene Laglängen, um zu vermeiden, dass bestimmte Ergebnisse nur aufgrund der (zufällig) gewählten maximalen Verzögerung zustande kommen.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Betrachtet man zunächst die (theoretisch sehr unwahrscheinliche) einfache Kausalbeziehung von den schweizerischen Energiepreisen auf die Rotterdamer Preise bzw. den Wechselkurs, so ist festzustellen, dass eine solche Beziehung nicht gefunden werden kann. Die entsprechende Statistik ist nur in einem von acht Fällen und dann nur für 4 Lags und nur auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant¹¹. Feedbackbeziehungen können somit ausgeschlossen werden. Betrachtet man die gleichzeitigen Beziehungen, so wird deutlich, dass überall solche Beziehungen bestehen, nur nicht zwischen dem Rotterdamer Benzinpreis und dem Konsumentenpreisindex für Benzin: Offensichtlich werden die Benzinpreise an den Tankstellen im Gegensatz zu den

⁹ Siehe hierzu Tiao (1972).

¹⁰ Dies gilt jedoch, wie oben schon angedeutet, allgemein nur dann, wenn kein Feedback vorliegt. Feedback tritt jedoch bei unserem Datenmaterial nach den Ergebnissen des Haugh-Pierce-Tests auch nicht auf.

¹¹ Betrachtet man ausserdem das Kreuzkorrelogramm im Detail, so zeigt sich, dass dieser Testwert durch einen signifikant negativen Korrelationskoeffizienten mit $k = -4$ erzeugt wird. Dieses Ergebnis würde besagen, dass vier Monate nach einer Erhöhung des Grosshandelspreises für Benzin in der Schweiz der Preis auf dem Rotterdamer Markt sinkt. Dieses Ergebnis scheint wenig plausibel zu sein und dürfte durch die üblichen statistischen Unsicherheiten erzeugt sein.

Grosshandelspreisen für Benzin oder den Konsumentenpreisen für Heizöl nur verzögert an die Entwicklung auf dem Rotterdamer Markt angepasst. In zwei Fällen, bei den Beziehungen zwischen dem Wechselkurs und dem Grosshandelspreis für Benzin sowie zwischen dem Rotterdamer Preis und dem Grosshandelspreis für Heizöl scheinen überhaupt nur gleichzeitig kausale Beziehungen zu existieren: Hier erfolgt (gemäss den Ergebnissen dieses Testverfahrens) die Anpassung noch im gleichen Monat. In zwei weiteren Fällen, bei den Beziehungen zwischen dem Wechselkurs einerseits und dem Konsumentenpreisindex für Benzin bzw. dem Grosshandelspreis für Heizöl sind die einfachen Beziehungen vom Wechselkurs auf die schweizerischen Preise nur schwach ausgeprägt. Insgesamt sind die einfachen Reaktionen bei den Konsumentenpreisen stärker ausgeprägt als bei den Grosshandelspreisen, während umgekehrt die Grosshandelspreise stärker gleichzeitig reagieren. Dies entspricht dem, was man a priori erwarten darf.

Tabelle 2:
Ergebnisse des Haugh-Pierce-Tests
Januar 1972 bis September 1982 / 129 Beobachtungen

Y	X	$\hat{\rho}(0)$		$S(X \rightarrow Y)$	$S(X \leftarrow Y)$	$S(X \Leftrightarrow Y)$
CPI _B	RP _B	0.042	4	22.495***	3.235	25.956**
			8	30.078***	4.991	35.295**
			12	47.807***	5.511	53.544***
CPI _B	WK _{DF}	0.171*	4	9.147(*)	4.693	17.647*
			8	12.434	5.538	21.780
			12	14.396	6.435	24.639
CPI _H	RP _H	0.617***	4	18.717***	5.433	74.039***
			8	21.258**	8.801	79.948***
			12	27.704**	9.816	87.408***
CPI _H	WK _{DF}	0.181*	4	9.661*	4.556	18.509*
			8	16.887*	6.010	27.189(*)
			12	24.466*	10.199	38.957*
WPI _B	RP _B	0.398***	4	11.461*	7.988(*)	40.186***
			8	16.009*	8.774	45.520***
			12	24.141*	9.255	54.133***
WPI _B	WK _{DF}	0.260**	4	6.442	1.301	16.600(*)
			8	11.265	4.844	24.977(*)
			12	15.017	6.446	30.321
WPI _H	RP _H	0.630***	4	3.551	2.736	58.226***
			8	8.952	6.590	67.480***
			12	10.929	6.746	69.613***
WPI _H	WK _{DF}	0.307***	4	10.016*	0.382	22.768**
			8	12.484	3.894	28.838*
			12	17.230	8.813	38.413*

***, **, * bzw. (*) bedeutet, dass die Nullhypothese, dass kein Zusammenhang besteht, auf dem 1-Prozente-, 1-Prozent-, 5-Prozent- bzw. 10-Prozent-Signifikanzniveau abgelehnt werden kann.

3. Ergebnisse des direkten Granger-Verfahrens

Neben dem Haugh-Pierce-Test soll auch das direkte Granger-Verfahren auf unsere Daten angewendet werden. Dieses Verfahren ergibt sich direkt aus der Definition der Kausalität nach *C. W. J. Granger* (1969). Nachdem X und Y so transformiert sind, dass sie (schwach) stationär sind, wird überprüft, ob die vergangenen Werte von X in der Regression von Y auf die vergangenen Werte von Y und X einen Erklärungsbeitrag leisten. Hiefür wird die Regressionsbeziehung

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k_2} \beta_j x_{t-j} + u_t \quad (2)$$

geschätzt und dann die Nullhypothese $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_{k_2} = 0$ mit Hilfe eines F-Tests überprüft. Dabei sind $y_t := (1 - L) \ln(Y_t)$ und $x_t := (1 - L) \ln(X_t)$. Mit diesen Tests wird untersucht, ob eine einfache kausale Beziehung von X auf Y besteht. Durch Vertauschung von X und Y kann überprüft werden, ob eine einfache kausale Beziehung von Y auf X besteht. Zur Überprüfung auf eine gleichzeitige Kausalbeziehung wird in der Gleichung für Y oder in der entsprechenden Gleichung für X der Index $j = 0, 1, \dots, k_2$ gesetzt, und die Nullhypothese $H_0: \beta_0 = 0$ mit Hilfe eines F- oder t-Tests überprüft¹². Die maximale Verzögerung der vorherbestimmten Variablen, k_2 , wurde jeweils auf 4 Lags festgelegt, während für die maximale Verzögerung der abhängigen Variablen, k_1 , alternativ die Werte 4, 8, oder 12 vorgegeben wurden¹³.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 wiedergegeben. Dabei wird mit $F(X \rightarrow Y)$ überprüft, ob eine einfache Kausalbeziehung von X nach Y besteht, mit $F(X - Y)$ in der linken Spalte, ob in der Gleichung für Y eine gleichzeitig kausale Beziehung zwischen den beiden Variablen nachgewiesen werden kann, mit $F(X \leftarrow Y)$, ob eine einfache Kausalbeziehung von Y nach X besteht, und schliesslich mit $F(X - Y)$ in der rechten Spalte, ob in der Gleichung für X eine gleichzeitig kausale Beziehung festgestellt werden kann.

Was die gleichzeitig kausalen Beziehungen betrifft, so haben wir das gleiche Ergebnis wie beim Haugh-Pierce-Test: Eine solche Beziehung ist ausser beim Zusammenhang zwischen dem Konsumentenpreisindex für Benzin und dem entsprechenden Rotterdamer Preis überall vorhanden, und sie ist bei den Grosshan-

¹² Theoretisch müssen beide Testwerte gleich sein, unabhängig davon ob man die Gleichung für X oder die Gleichung für Y zum Test auf gleichzeitige Kausalität verwendet, d. h. bei korrekt spezifizierten Schätzgleichungen sind die Erwartungswerte für beide Testgrössen identisch. Numerisch gleich sind die Testwerte in jedem Fall dann, wenn $k_1 = k_2$ gilt, d. h. wenn für die abhängige und die als vorherbestimmt betrachtete Variable jeweils die gleiche Zahl von Lags verwendet wird. (Siehe *G. Kirchgässner* (1981), S. 42ff.).

¹³ Es wurden ebenfalls Schätzungen für $k_1 = k_2 = 8$, $k_1 = 12$, $k_2 = 8$ sowie für $k_1 = k_2 = 12$ durchgeführt. Dabei ergaben sich aber prinzipiell keine anderen Ergebnisse als bei den in Tabelle 3 angegebenen Tests.

Tabelle 3:
Ergebnisse des direkten Granger-Verfahrens
Februar 1972 bis September 1982 / 128 Beobachtungen

Y	X	k ₁	k ₂	F(X→Y)	F(X-Y)	F(X←Y)	F(X-Y)
CPI _B	RP _B	4	4	7.281***	0.049	1.685	0.049
		8	4	7.606***	0.092	1.670	0.029
		12	4	7.060***	0.044	1.594	0.294
CPI _B	WK _{DF}	4	4	2.107	3.386(*)	0.896	3.386(*)
		8	4	2.515*	3.710(*)	0.783	3.118(*)
		12	4	2.503*	4.038*	0.697	2.905(*)
CPI _H	RP _H	4	4	10.030***	97.379***	2.902*	97.379***
		8	4	10.624***	85.966***	3.553**	91.890***
		12	4	10.458***	91.850***	3.623**	95.261***
CPI _H	WK _{DF}	4	4	2.637*	4.710*	1.321	4.710*
		8	4	2.439(*)	5.250*	1.185	4.991*
		12	4	2.015	5.608*	1.182	5.358*
WPI _B	RP _B	4	4	5.009***	20.968***	3.351*	20.968***
		8	4	4.796***	19.502***	2.980*	20.185***
		12	4	4.528**	19.244***	2.903*	16.421***
WPI _B	WK _{DF}	4	4	1.353	10.022**	0.485	10.022**
		8	4	1.241	8.487**	0.478	8.810**
		12	4	1.216	7.665**	0.427	8.879**
WPI _H	RP _H	4	4	3.824**	114.514***	1.516	114.514***
		8	4	3.882**	105.380***	1.969	106.975***
		12	4	3.852**	104.896***	2.490*	110.706***
WPI _H	WK _{DF}	4	4	2.963*	12.809***	0.366	12.809***
		8	4	3.259*	14.040***	0.388	12.332***
		12	4	2.938*	12.208***	0.490	11.138***

***, **, * bzw. (*) bedeutet, dass die Nullhypothese, dass kein Zusammenhang besteht, auf dem 1-Promille-, 1-Prozent-, 5-Prozent- bzw. 10-Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden kann.

delspreisen stärker ausgeprägt (höher signifikant) als bei den Konsumentenpreisen und beim Heizöl stärker ausgeprägt als beim Benzin. Eine einfache Kausalbeziehung auf den entsprechenden schweizerischen Preis kann überall hoch signifikant nachgewiesen werden, während die gleiche Beziehung vom Wechselkurs auf die schweizerischen Energiepreise nur in drei von vier Fällen nachgewiesen werden kann und generell sehr viel weniger ausgeprägt ist. Interessant ist jedoch, dass jetzt auch in immerhin drei von vier Fällen eine umgekehrte Kausalbeziehung von den schweizerischen Energiepreisen auf die Rotterdamer Preise vorzuliegen scheint, wobei diese Beziehung zwischen dem Konsumentenpreisindex für Heizöl und dem Rotterdamer Preis für Heizöl besonders stark ausgeprägt zu sein scheint. Wirkt die schweizerische Preisentwicklung doch auf den Rotterdamer Markt?

Dieses Ergebnis kann natürlich ein statistisches Artefakt sein, insbesondere da sich die entsprechenden Beziehungen mit Hilfe des Haugh-Pierce-Verfahrens nicht haben nachweisen lassen. Solche Feedbackbeziehungen können aber auch dann entstehen, wenn die Tests (wie hier) im bivariaten Modell durchgeführt werden, in dem wichtige Variable (wie hier z. B. die Wechselkurse) nicht berücksichtigt sind. In einem solchen Fall können einfache und/oder auch gleichzeitig kausale Beziehungen fälschlicherweise als Feedbackbeziehungen erscheinen¹⁴. Für das Vorliegen einer solchen Situation könnte sprechen, dass die (scheinbare) Feedbackbeziehung immer dann auftritt, wenn sowohl die einseitige Beziehung von den Rotterdamer auf die Schweizer Preise als auch die gleichzeitige Beziehung stark ausgeprägt sind.

Bis auf die möglichen Feedbackbeziehungen entsprechen somit die Ergebnisse des direkten Granger-Verfahrens denen des Haugh-Pierce-Tests. Im folgenden wird es daher u. a. darum gehen, festzustellen, ob sich diese Feedbackbeziehungen bestätigen lassen oder nicht.

4. Ergebnisse des bivariaten Hsiao-Verfahrens

Das direkte Granger-Verfahren baut zwar direkt auf der Granger-Definition der Kausalität auf, bei seiner Anwendung hat es aber einen entscheidenden Nachteil: Die maximale Laglänge wird für die endogene wie für die jeweils als vorherbestimmt betrachtete Variable (willkürlich) festgelegt, ohne dass irgendwelche theoretischen Überlegungen oder statistischen Kriterien zur Verfügung ständen. C. Hsiao (1979) hat ein Verfahren entwickelt, das diesem Problem Rechnung trägt, indem die jeweilige Laglänge mittels eines statistischen Kriteriums festgelegt wird. Dieses Verfahren ist zwar insgesamt nicht nur ein reines Testverfahren zur Überprüfung, ob überhaupt eine Beziehung zwischen zwei Variablen existiert, sondern bereits ein Verfahren zur Schätzung einer solchen Beziehung. In seinen ersten Schritten stellt es jedoch nichts anderes dar als eine Modifikation des direkten Granger-Verfahrens.

C. Hsiao schlägt vor, die maximale Laglänge so zu bestimmen, dass das «Akaike-Kriterium» erfüllt wird, d. h. dass der Prognosefehler FPE minimiert wird, der sich als

$$\text{FPE} = \frac{T + k_1 + k_2 + 1}{T - k_1 - k_2 - 1} \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2, \quad (3)$$

ergibt, wobei T der Stichprobenumfang ist, $\hat{u}_t$ sind die geschätzten Residuen, k_1 ist die maximale Verzögerung der abhängigen Variablen und k_2 die maximale Verzögerung der vorherbestimmten Variablen¹⁵. Das Akaike-Kriterium ist aber

¹⁴ Siehe hierzu G. Kirchgässner (1981), S. 55ff.

¹⁵ Dies gilt, falls der gleichzeitige Wert der vorherbestimmten Variablen nicht in die Gleichung einbezogen wird. Andernfalls muss im Zähler wie im Nenner k_2 durch $(k_2 + 1)$ ersetzt werden.

nicht das einzige Kriterium, welches zur Bestimmung der optimalen Lag-Länge vorgeschlagen wurde. Eine Alternative ist das «Hannan-Quinn-Kriterium», das aus der Minimierung der folgenden Grösse besteht:

$$HQ = \ln \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \right) + \frac{2}{T} (k_1 + k_2 + 1) \ln (\ln (T)), \quad (3a)$$

wobei $\ln(\cdot)$ wieder den natürlichen Logarithmus bezeichnet. Während das Akaike-Kriterium die «wahre» Lag-Länge eines AR(k)-Prozesses eher überschätzt, wird diese durch das Hannan-Quinn-Kriterium eher unterschätzt¹⁶. Bei unseren Untersuchungen werden wir beide Kriterien verwenden.

Sind die Variablen so transformiert, dass sie als Realisationen schwach stationärer Prozesse angesehen werden können, was in unserem Fall wieder durch die Transformation zu Wachstumsraten geschieht, so wird im ersten Schritt des Hsiao-Verfahrens die optimale Lag-Länge des univariaten autoregressiven Prozesses für Y bestimmt, k_1 . Im zweiten Schritt wird bei Fixierung von k_1 die optimale Lag-Länge der vorherbestimmten Variablen X in der Gleichung von Y bestimmt, k_2 . Im dritten Schritt wird k_2 festgehalten, und es wird (nochmals) die optimale Lag-Länge für die abhängige Variable bestimmt, k_3 . Im vierten Schritt werden die minimalen Prognosefehler (bzw. die Werte des Hannan-Quinn-Kriteriums) aus den Schritten 1 und 3 miteinander verglichen. Ist der minimale Prognosefehler im dritten Schritt geringer als im ersten Schritt, so hat X in dieser Gleichung einen (signifikanten) Einfluss. Andernfalls wird für die Variable Y die rein univariate Darstellung aus Schritt 1 gewählt. Im fünften Schritt werden die Schritte 1 bis 4 wiederholt, nur dass jetzt die beiden Variablen Y und X miteinander vertauscht werden. Im sechsten und letzten Schritt schliesslich werden die beiden so spezifizierten Gleichungen simultan geschätzt.

In Tabelle 4 sind die so bestimmten Werte für k_1 , k_2 und k_3 wiedergegeben. Dabei haben wir jedoch – im Gegensatz zum Vorgehen von C. Hsiao – in den Gleichungen für die schweizerischen Energiepreise vom Rotterdamer Preis bzw. dem Wechselkurs jeweils auch den gleichzeitigen Wert einbezogen, da wir, wie oben ausgeführt, davon ausgehen, dass die durch die Testverfahren aufgedeckten gleichzeitigen Beziehungen alle in dieser Richtung laufen. Zunächst fällt auf, dass beim Akaike-Kriterium nur in einem von acht Fällen und beim Hannan-Quinn-Kriterium überhaupt nirgends eine Feedbackbeziehung gefunden wird: Die Feedbackbeziehungen, die beim direkten Granger-Verfahren zu sehen waren, bestätigen sich weder hier, noch sind sie durch den Haugh-Pierce-Test in Abschnitt 2 bestätigt worden. Im folgenden gehen wir daher nur noch von einseitigen Beziehungen aus. Wir können die Rotterdamer Preise sowie den Wechselkurs daher von nun an als

¹⁶ Siehe E. J. Hannan/B. G. Quinn (1979). – Daneben sind noch eine Reihe weiterer Kriterien vorgeschlagen worden. Zur Diskussion und Beurteilung dieser Kriterien siehe H. Lütkepohl (1983).

exogene Variable betrachten. Diese exogenen Variablen können durch A(1)- bzw. AR(2)-Prozesse dargestellt werden. Beide Kriterien ergeben hier die gleichen Resultate.

Tabelle 4:
Ergebnisse des bivariaten Hsiao-Verfahrens
Februar 1973 bis September 1982/116 Beobachtungen

Modell	Akaike-Kriterium			Hannan-Quinn-Kriterium		
	k_1^*	k_2^*	k_3^*	k_1^*	k_2^*	k_3^*
$RP_B \Rightarrow CPI_B$	1	10	1	1	10	1
$CPI_B \rightarrow RP_B$	2	—	—	2	—	—
$WK_{DF} \Rightarrow CPI$	1	2	1	1	0	1
$CPI_B \rightarrow WK_{DF}$	1	—	—	1	—	—
$RP_H \Rightarrow CPI_H$	1	2	1	1	1	0
$CPI_H \rightarrow RP_H$	2	—	—	2	—	—
$WK_{DF} \Rightarrow CPI_H$	1	5	1	1	0	1
$CPI_H \rightarrow WK_{DF}$	1	—	—	1	—	—
$RP_B \Rightarrow WPI_B$	0	3	0	0	0	0
$WPI_B \rightarrow RP_B$	2	4	2	2	—	—
$WK_{DF} \Rightarrow WPI_B$	0	0	0	0	0	0
$WPI_B \rightarrow WK_{DF}$	1	—	—	1	—	—
$RP_H \Rightarrow WPI_H$	1	2	4	1	2	3
$WPI_H \rightarrow RP_H$	2	—	—	2	—	—
$WK_{DF} \Rightarrow WPI_H$	1	4	3	1	0	1
$WPI_H \rightarrow WK_{DF}$	1	—	—	1	—	—

k_1^* gibt die Zahl der Lags im univariaten autoregressiven Modell an, k_2^* die Zahl der Lags der vorherbestimmten Variablen im bivariaten autoregressiven Modell bei Fixierung von k_1^* , und k_3^* die Zahl der Lags der abhängigen Variablen im bivariaten Modell bei Fixierung von k_2^* . Die Maximalzahl der betrachteten Lags betrug jeweils 12.

Betrachtet man die Ergebnisse der Gleichungen für die schweizerischen Energiepreise, so ergibt sich wie erwartet, dass die durch das Akaike-Kriterium bestimmte Lag-Länge nie kürzer ist als die durch das Hannan-Quinn-Kriterium bestimmte Lag-Länge. Obwohl wir als maximale Lag-Länge 12 Lags zugelassen haben, ist die maximale Lag-Länge in der Regel recht kurz: Die schweizerischen Mineralölpreise scheinen sich relativ schnell an die Entwicklung auf den internationalen Märkten anzupassen. Die einzige Ausnahme ist der Konsumentenpreis für Benzin. Der Rotterdamer Preis tritt in dieser Gleichung nach übereinstimmendem Ergebnis beider Kriterien noch mit einer Verzögerung von 10 Monaten auf.

Entsprechend dem Verfahren von C. Hsiao bestände der nächste Schritt darin, die entsprechenden bivariaten Modelle zu schätzen. Die entsprechenden Gleichungen sind aber hier kaum von Interesse, da wir jeweils zwei Einflussfaktoren für jeden schweizerischen Energiepreis haben. Daher wenden wir uns direkt den trivariaten Beziehungen zu.

5. Schätzung von Modellen für die schweizerischen Mineralölpreise in Abhängigkeit von den Rotterdamer Preisen und vom Wechselkurs

Unter Verwendung der in Tabelle 4 für das Akaike-Kriterium erhaltenen Lag-Längen wurden für unsere sieben Variablen zunächst Einzelgleichungsmodelle geschätzt. Mit dem OLS-Verfahren erhielten wir folgende Resultate¹⁷:

$$\begin{aligned}
 (1 - 0.143L)CPI_B &= 0.00135 + (0.1141L - 0.0315L^2 + 0.0348L^3 \\
 (1.57) \quad (0.78) \quad (5.64) \quad (-1.25) \quad (1.45) \\
 &+ 0.0095L^4 + 0.0332L^5 - 0.0434L^6 + 0.0504L^7 - 0.0529L^8 + 0.0417L^9 \\
 (0.40) \quad (1.36) \quad (-1.80) \quad (2.06) \quad (-2.16) \quad (1.76) \\
 &+ 0.0636L^{10})RP_B + (0.1430 + 0.0623L)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (4) \\
 (2.99) \quad (2.92) \quad (1.20) \\
 \bar{R}^2 &= 0.414, \text{ SER} = 0.0159, \text{ FG} = 102^{18}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (1 + 0.372L)CPI_H &= 0.00202 + (0.523 + 0.406L + 0.119L^2)RP_H + (0.486 \\
 (-4.07) \quad (0.57) \quad (12.50) \quad (6.13) \quad (2.69) \quad (4.44) \\
 &+ 0.421L + 0.287L^2 - 0.351L^3 + 0.193L^4 + 0.177L^5)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (5) \\
 (3.30) \quad (2.45) \quad (-3.06) \quad (1.51) \quad (1.45) \\
 \bar{R}^2 &= 0.779, \text{ SER} = 0.0357, \text{ FG} = 105.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 WPI_B &= 0.00318 + (0.179 + 0.007L - 0.033L^2 + 0.087L^3)RP_B \\
 (1.25) \quad (5.60) \quad (0.20) \quad (-0.91) \quad (2.72) \\
 &+ 0.291WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (6) \\
 (3.95) \\
 \bar{R}^2 &= 0.3211, \text{ SER} = 0.0258, \text{ FG} = 110.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (1 + 0.162L + 0.294L^2 - 0.191L^3 + 0.024L^4)WPI_H &= 0.00307 + (0.589 \\
 (-1.72) \quad (-3.37) \quad (3.51) \quad (-0.42) \quad (0.77) \quad (12.87) \\
 &+ 0.084L + 0.275L^2)RP_H + (0.816 + 0.108L + 0.359L^2 - 0.024L^3 \\
 (1.10) \quad (3.84) \quad (6.95) \quad (0.70) \quad (2.36) \quad (-0.19) \\
 &- 0.101L^4)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (7) \\
 (-0.75)
 \end{aligned}$$

¹⁷ Die Zahlen in Klammern geben die $\hat{t}$ -Werte der geschätzten Parameter an. $\bar{R}^2$ ist der Wert des um die Freiheitsgrade bereinigten multiplen Bestimmtheitsmasses, SER ist der Standardfehler der Regression und FG ist die Zahl der Freiheitsgrade beim t-Test – wie in den Abschnitten 3 und 4 wurden auch hier wieder die Wachstumsraten der einzelnen Variablen verwendet.

¹⁸ Die Durchführung des Durbin-Watson-Tests bzw. des Durbin-h-Tests ist hier nicht sinnvoll bzw. erübrigt sich, da beim Hsiao-Verfahren die Modelle so spezifiziert werden, dass durch die verzögerten endogenen Variablen die in den Residuen ursprünglich möglicherweise vorhandene Autokorrelation aufgefangen wird.

$$\bar{R}^2 = 0.757, \text{ SER} = 0.0378, \text{ FG} = 103.$$

$$(1 - 0.525L + 0.325L^2) \text{RP}_B = 0.01319 + \hat{u}_t, \quad (8)$$

(5.91) (-3.66) (1.81)

$$\bar{R}^2 = 0.226, \text{ SER} = 0.0763, \text{ FG} = 113.$$

$$(1 - 0.519L + 0.322L^2) \text{RP}_H = 0.0453 + \hat{u}_t, \quad (9)$$

(5.82) (-3.62) (1.76)

$$\bar{R}^2 = 0.222, \text{ SER} = 0.0868, \text{ FG} = 113.$$

$$(1 - 0.333L) \text{WK}_{\text{DF}} = -0.00310 + \hat{u}_t, \quad (10)$$

(3.76) (-1.06)

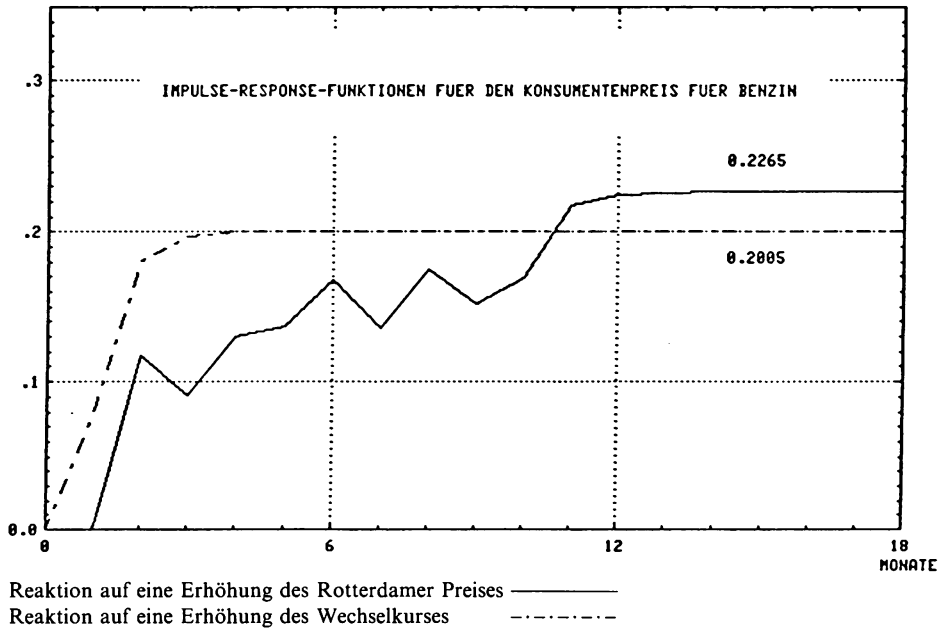
$$\bar{R}^2 = 0.095, \text{ SER} = 0.0313, \text{ FG} = 114.$$

Betrachtet man die Schätzungen für die vier schweizerischen Energiepreise, so zeigt sich, dass zwar einige der geschätzten Koeffizienten wegfallen könnten, da sie weit unter der Signifikanzgrenze liegen und die Werte des finalen Prognosefehlers bzw. des Hannan-Quinn-Kriteriums verschlechtern. Die Mehrzahl der geschätzten Koeffizienten ist jedoch signifikant, zum Teil sind sie sogar hoch signifikant. Sehr unterschiedlich ist die Anpassung, die in den einzelnen Gleichungen erreicht wird: Während bei den Heizölpreisen zwischen 75 und 80 Prozent der Varianz der abhängigen Variablen durch das Modell erklärt werden kann, sind dies bei den Benzinpreisen gerade 30–40 Prozent. Insbesondere der Grosshandelspreis des Benzins schneidet mit 32 Prozent besonders schlecht ab. Anders ausgedrückt heisst dies, dass die Entwicklung der Heizölpreise in der Schweiz zu über 75 Prozent durch die internationale Entwicklung der Ölpreise bestimmt wird, während einheimische Faktoren bei der Bestimmung der Heizölpreise nicht einmal 25 Prozent ausmachen, während umgekehrt der Rotterdamer Preis und der Wechselkurs gerade etwa ein Drittel der Varianz der Benzinpreise erklären, und einheimische Faktoren bis zu zwei Drittel dieser Entwicklung bestimmen. Bei den Benzinpreisen scheint damit ein sehr viel grösserer Preissetzungsspielraum für die Beteiligten in der Schweiz vorhanden zu sein als bei den Heizölpreisen. Dem entspricht auch, dass der Benzinpreis ein sehr viel «politischerer» Preis ist als der Preis für Heizöl.

Was uns besonders interessiert, ist der zeitliche Verlauf der schweizerischen Energiepreise auf die internationale Entwicklung. Dies wird mit Hilfe der «Impulse-Response-Funktionen» dargestellt, die angeben, wie die Variable Y im Zeitablauf auf eine einmalige Änderung der Variablen X um eine Einheit reagiert. Da wir unsere Variablen zu Wachstumsraten transformiert haben, besagt z. B. die Impulse-Response-Funktion für den Schweizer Heizölpreis in bezug auf den Rotterdamer Preis, wie sich die prozentuale Erhöhung des schweizerischen Preises auf eine einprozentige Erhöhung des Rotterdamer Preises ergibt, d. h. wir bekommen das Verhalten der entsprechenden Elastizität im Zeitablauf. Um solche Funktionen zu

berechnen, ist es jedoch sinnvoll, entsprechend dem Hsiao-Verfahren die Gleichungen des Modells nicht einzeln, sondern gemeinsam zu schätzen. Dies haben wir mit der Full Information Maximum Likelihood-Methode (FIML) getan, wobei wir allerdings zwei getrennte Modelle, eines für den Benzinpreis und eines für den Heizölpreis, schätzen mussten¹⁹. Dabei haben wir jedoch Variablen ausgeschlossen, deren t-Werte betragsmäßig deutlich kleiner als 1 sind.

Figur 1

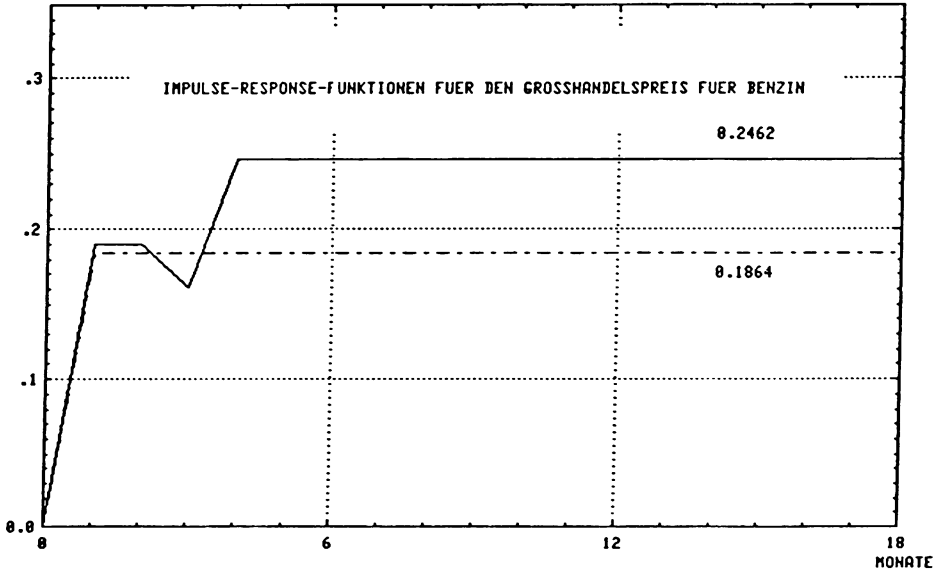


Für Benzin erhielten wir damit folgendes Modell:

$$\begin{aligned}
 (1 - 0.159L)CPI_B = & 0.00169 + (0.117L - 0.045L^2 + 0.044L^3 + 0.030L^5 \\
 & (2.64) \quad (0.81) \quad (6.23) \quad (-1.65) \quad (2.08) \quad (2.02) \\
 & - 0.037L^6 + 0.045L^7 - 0.030L^8 + 0.021L^9 + 0.045L^{10})RP_B + (0.079 \\
 & (-1.81) \quad (2.13) \quad (-1.88) \quad (1.17) \quad (2.47) \quad (1.28) \\
 & + 0.089L)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (11) \\
 & (2.34)
 \end{aligned}$$

¹⁹ Das zur Verfügung stehende Computer-Programm, die Version 3.5 (CDC-Version) des TSP, ermöglicht leider nicht, alle sieben Gleichungen simultan zu schätzen.

Figur 2



Reaktion auf eine Erhöhung des Rotterdamer Preises —————

Reaktion auf eine Erhöhung des Wechselkurses - - - - -

$$WPI_B = 0.00254 + (0.190 - 0.029L + 0.085L^2)RP_B + 0.186WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (12)$$

(0.79) (11.32) (-0.97) (2.56) (1.67)

$$(1 - 0.520L + 0.326L^2)RP_B = 0.01327 + \hat{u}_t, \quad (13)$$

(5.62) (-4.57) (1.28)

$$(1 - 0.338L)WK_{DF} = -0.00307 + \hat{u}_t. \quad (14)$$

(3.88) (-0.92)

Der Wert des Logarithmus der Likelihood Funktion beträgt 998.31.

Die geschätzten Koeffizienten dieses Modells unterscheiden sich nur wenig von den Koeffizienten der OLS-Schätzungen. Langfristig erhalten wir folgende Elastizitäten: In der Gleichung für den Konsumentenpreisindex:

$$RP_B: 0.226 (4.46)^{20}, \quad WK_{DF}: 0.200 (2.48),$$

und in der Gleichung für den Grosshandelspreisindex:

$$RP_B: 0.246 (8.28), \quad WK_{DF}: 0.186 (1.67).$$

²⁰ Die Zahlen in Klammern geben auch hier die $\hat{t}$ -Werte an.

Alle Werte liegen recht nahe beieinander. Sie zeigen, dass eine Erhöhung des Rotterdamer Preises oder des Dollar-Franken-Wechselkurses um 1 Prozent langfristig zu einer Erhöhung der schweizerischen Benzinpreise um etwa 0,2 bis 0,25 Prozent führt. Erstaunlich ist, dass die Wechselkurselastizitäten statistisch relativ schlecht abgesichert sind: Beim Konsumentenpreisindex nur auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau und beim Grosshandelspreis nur auf dem 10-Prozent-Signifikanzniveau²¹.

Der zeitliche Verlauf der Reaktionen ist in den Figuren 1 und 2 dargestellt²². Die Reaktion auf Wechselkursänderungen erfolgt jeweils sehr schnell. Beim Grosshandelspreis erfolgt die gesamte Reaktion noch im gleichen Monat, und beim Konsumentenpreis sind nach Ablauf des auf die Änderung folgenden Monats bereits 90 Prozent der endgültigen Reaktion erfolgt. Dagegen erfolgen die Reaktionen auf eine Änderung des Rotterdamer Preises relativ langsam. Beim Grosshandelspreis tritt die endgültige Reaktion erst im dritten auf die Veränderung des Rotterdamer Preises folgenden Monats ein, und beim Konsumentenpreis, bei dem im laufenden Monat überhaupt nichts geschieht, dauert die Anpassung an die neue Situation länger als ein Jahr. Bei beiden Variablen dauert die Anpassung des Konsumentenpreises länger als die des Grosshandelspreises.

Für Heizöl erhielten wir mit der FIML-Methode folgende Schätzungen:

$$\begin{aligned}
 (1 + 0.267L)CPI_H = & 0.00183 + (0.531 + 0.336L + 0.094L^2)RP_H \\
 & (-2.57) \quad (0.31) \quad (10.01) \quad (4.78) \quad (1.21) \\
 & + (0.509 + 0.354L + 0.243L^2 - 0.343L^3 + 0.328L^4)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (15) \\
 & (3.53) \quad (1.68) \quad (1.69) \quad (-3.02) \quad (2.32)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (1 + 0.305L + 0.289L^2 - 0.218L^3)WPI_H = & 0.00364 + (0.591 + 0.178L \\
 & (-3.24) \quad (-2.68) \quad (3.69) \quad (0.59) \quad (10.67) \quad (2.25) \\
 & + 0.267L^2)RP_H + (0.804 + 0.255L + 0.322L^2)WK_{DF} + \hat{u}_t, \quad (16) \\
 & (2.49) \quad (5.95) \quad (1.31) \quad (1.59)
 \end{aligned}$$

²¹ Bei den OLS-Schätzungen sehen die Werte und die t-Statistiken etwas anders aus. In der Gleichung für den Konsumentenpreisindex erhalten wir

$$RP_B: 0.251 (4.96), \quad WK_{DF}: 0.240 (3.63),$$

und in der Gleichung für den Grosshandelspreisindex

$$RP_B: 0.238 (5.08), \quad WK_{DF}: 0.291 (3.97).$$

Hier sind die Werte für den Wechselkurs ebenfalls auf dem 1-Prozent-Niveau signifikant von Null verschieden, und sie liegen etwas höher als bei den FIML-Schätzungen. Insgesamt kann man wohl davon ausgehen, dass sowohl in bezug auf den Rotterdamer Preis wie in bezug auf den Wechselkurs die langfristigen Elastizitäten zwischen 0.2 und 0.3 liegen.

²² Dabei ist die Reaktion auf eine in Periode 1 erfolgende (einmalige dauerhafte) Veränderung der jeweiligen exogenen Variablen dargestellt.

$$(1 - 0.527L + 0.317L^2)RP_H = 0.0422 + \hat{u}_t, \quad (17)$$

(6.81) (-3.65) (1.15)

$$(1 - 0.352L)WK_{DF} = -0.00300 + \hat{u}_t, \quad (18)$$

(3.76) (-0.85)

Der Wert des Logarithmus der Likelihood Funktion beträgt 817.488.

Auch hier unterscheiden sich die geschätzten Koeffizienten nur wenig von den Koeffizienten der OLS-Schätzungen. Langfristig ergeben sich folgende Elastizitäten: In der Gleichung des Konsumentenpreisindex:

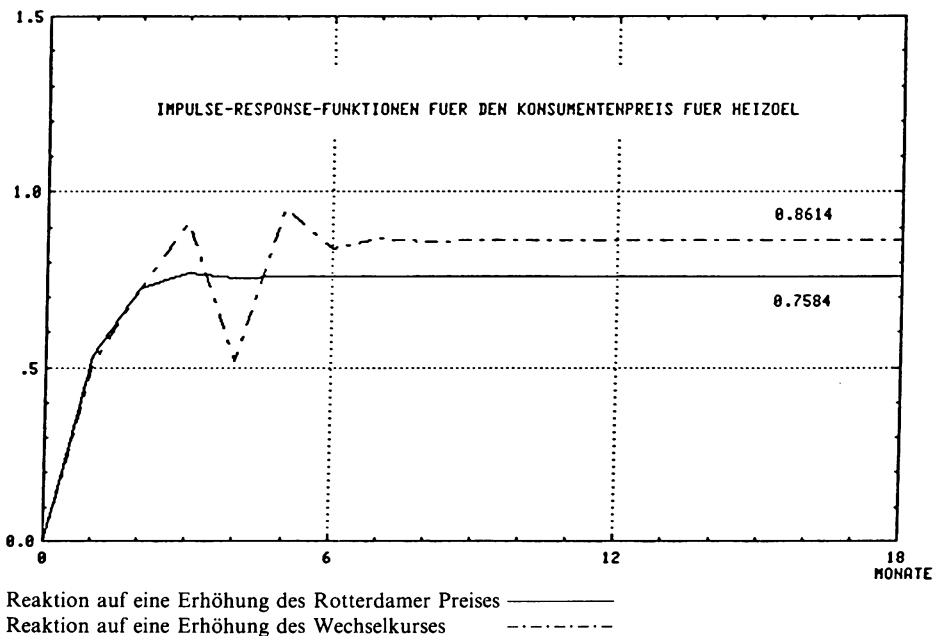
$$RP_H: 0.758 (12.77), \quad WK_{DF}: 0.861 (3.79),$$

und in der Gleichung für den Grosshandelspreisindex:

$$RP_H: 0.752 (11.11), \quad WK_{DF}: 1.003 (5.07).$$

Wieder liegen die Werte recht nahe beieinander. Allerdings sind die Elastizitäten jetzt deutlich höher als beim Benzin: Während sie dort um oder unter 0.25 lagen, sind sie jetzt zwischen 0.75 und 1.00: Eine Erhöhung des Rotterdamer Preises für Heizöl bzw. des Wechselkurses um 1 Prozent führt zu einer kaum geringeren Erhöhung der Grosshandels- und Konsumentenpreise für Heizöl in der Schweiz.

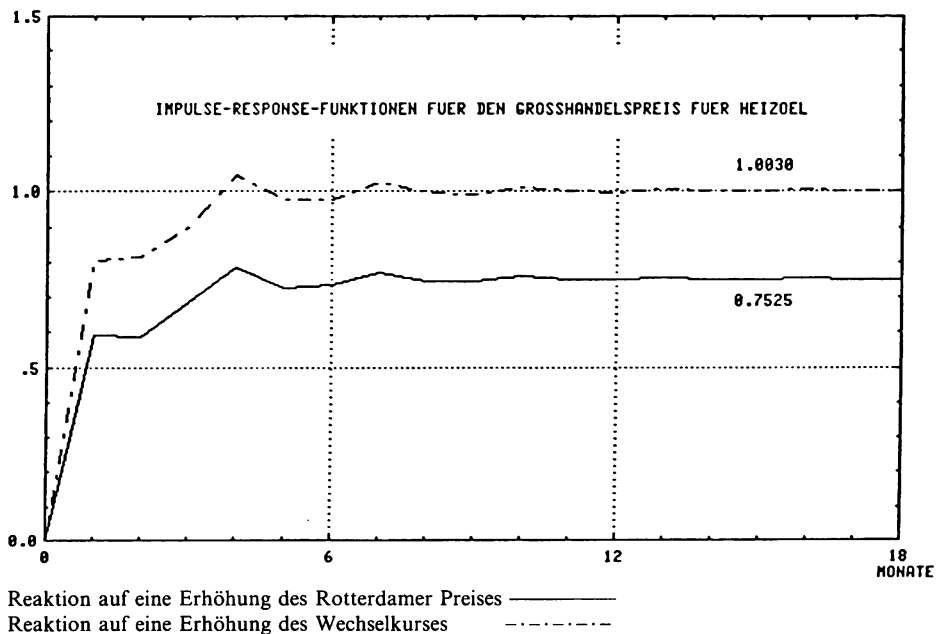
Figur 3



Dabei sind die Reaktionen auf Veränderungen des Wechselkurses etwas stärker ausgeprägt als die Reaktionen auf Veränderung des Rotterdamer Preises; während andererseits die langfristige Elastizität in bezug auf den Rotterdamer Preis deutlich höher signifikant ist als die Elastizität in bezug auf den Wechselkurs. Wie die Figuren 3 und 4 zeigen, passen sich der Grosshandelspreis wie der Konsumentenpreis im Zeitablauf recht schnell an; insbesondere läuft die Anpassung beim Konsumentenpreis für Heizöl an Veränderungen auf dem Rotterdamer Markt deutlich schneller als beim Konsumentenpreis für Benzin.

Dass die langfristigen Elastizitäten bei den Heizölpreisen deutlich über den Elastizitäten bei den Benzinpreisen liegen, hängt vor allem an der höheren Steuerbelastung beim Benzin und war insofern zu erwarten. Auch dass bei den Grosshandelspreisen die Anpassung im allgemeinen schneller vonstatten geht als bei den Konsumentenpreisen, ist nicht verwunderlich. Das eigentlich erstaunliche Ergebnis unserer Untersuchung ist, dass die schweizerischen Benzinpreise nur in einem sehr viel geringeren Ausmass durch die Entwicklung der internationalen Preise und des Wechselkurses beeinflusst werden als die Heizölpreise, bzw. dass inländische Faktoren sehr viel stärkeren Einfluss auf die Benzinpreise nehmen als auf die Heizölpreise, und dass darüber hinaus die Anpassung des Benzinpreises in der Schweiz an Veränderungen auf dem Rotterdamer Markt erst verzögert einsetzt

Figur 4



und sich nur sehr allmählich vollzieht. Hier wird deutlich, dass der Benzinpreis ein sehr viel «politischerer» Preis ist als der Heizölpreis, und dass deshalb Kostenargumente eine geringere Rolle bei der Preissetzung spielen. Dass der Benzinpreis «politischer» ist als der Heizölpreis, hängt u.a. damit zusammen, dass die Konsumenten über den Benzinpreis im allgemeinen sehr viel besser informiert sind als über den Preis für Heizöl. Während daher beim Heizölpreis anfallende Kosten sofort überwältigt werden können, kann es aus den verschiedensten Gründen opportun erscheinen, mit der Anpassung der Benzinpreise an die veränderten Bedingungen etwas zu warten. Möglicherweise hängt der Unterschied im Preissetzungsverhalten aber auch damit zusammen, dass bei Heizölkäufen die Verbraucher sich kritischer verhalten, da bei den verhältnismässig grossen Summen, um die es beim Kauf jeweils geht, es sich viel mehr auszahlt, Preisvergleiche anzustellen und das jeweils billigste Angebot anzunehmen²³. Dies aber könnte die Anbieter bei Heizöl zu stärkerer Berücksichtigung der Kosten veranlassen als bei Benzin. Was immer die Gründe auch sein mögen, unsere Untersuchung ergibt jedenfalls, dass von seiten der Anbieter von Mineralölprodukten Preissetzungsspielräume beim Benzin in sehr viel grösserem Umfang vorhanden sind und/oder sehr viel stärker ausgenutzt werden als beim Heizöl.

²³ So gibt es z. B. beim Heizöl keine «Markentreue», während sie beim Benzin zumindest teilweise (noch) vorhanden ist.

Literaturverzeichnis

- Box, G. E. P. und Jenkins, G. M.* (1970): Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden Day, San Francisco 1970 (2., überarbeitete Auflage 1976).
- Granger, C. W. J.* (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica* 37 (1969), 424–438.
- Hannan, E. J. und Quinn, B. G.* (1979): The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society (B)* 41 (1979), 190–195.
- Hsiao, C.* (1979): Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data. *Journal of the American Statistical Association* 74 (1979), 553–560.
- Kirchgässner, G.* (1981): Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen. Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen, 1981.
- Lütkepohl, H.* (1983): Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process, mimeo. Universität Osnabrück, Juli 1983.
- Pierce, D. A. und Haugh, L. D.* (1979): The Characterization of Instantaneous Causality, A Comment. *Journal of Econometrics* 10 (1979), 257–259.
- Price, J. M.* (1979): The Characterization of Instantaneous Causality, A Correction. *Journal of Econometrics* 10 (1979), 253–256.
- Sims, C. A.* (1979): A Comment on the Papers by Zellner and Schwert. In: K. Brunner/A. H. Meltzer (Ed.), Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 10, North-Holland, Amsterdam 1979, 103–108.
- Tiao, G. C.* (1972): Asymptotic Behaviour of Temporal Aggregates of Time Series, *Biometrika* 59 (1972), 525–531.
- Zellner, A.* (1979): Causality and Econometrics. In: K. Brunner/A. Meltzer (Ed.), Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions. Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 10, North-Holland, Amsterdam 1979, 9–54.

Zusammenfassung

Die Abhängigkeit der Mineralölpreise in der Schweiz von der Entwicklung der Preise auf dem Rotterdamer Spotmarkt und vom Wechselkurs

In dieser Arbeit wird untersucht, wie die Preise für Benzin und für Heizöl in der Schweiz von der Preisentwicklung auf dem Rotterdamer Markt sowie von der Wechselkursentwicklung abhängen. Für die einzelnen Zeitreihen werden Monatsdaten von 1972 bis 1982 verwendet. Zur Untersuchung der Beziehungen zwischen diesen Zeitreihen werden statistische Verfahren verwendet, die auf der Granger-Definition der Kausalität beruhen: Als Testverfahren werden der Haugh-Pierce-Test und das direkte Granger-Verfahren angewendet. Anschliessend werden mit Hilfe des Hsiao-Verfahrens Modelle für die Konsumenten- und Grosshandelspreisindizes des Benzins und des Heizöls geschätzt.

Bei den Tests zeigt sich, dass zwischen den schweizerischen Preisen und den Rotterdamer Preisen bzw. dem Wechselkurs gleichzeitige Kausalität besteht sowie eine einfache Kausalbeziehung von den Rotterdamer Preisen und dem Wechselkurs zu den Schweizer Preisen. Die mit Hilfe der OLS- und der FIML-Methode geschätzten Modelle können die Varianz der Benzinpreise nur zu etwa 30–40 Prozent, die Varianz der Heizölpreise jedoch zu 75–80 Prozent erklären. Ausserdem erfolgt bei einer Erhöhung des Rotterdamer Preises oder des Dollar-Kurses um 1 Prozent beim Heizöl langfristig eine Erhöhung um 0,75–1 Prozent, beim Benzin aber nur um 0,2–0,3 Prozent. Hier zeigt sich nicht nur, dass der Benzinpreis wegen der höheren Steuerbelastung schwächer reagiert als der Heizölpreis, sondern auch, dass für die Anbieter von Mineralölprodukten beim Benzin sehr viel grössere Preissetzungsspielräume vorhanden sind, bzw. dass vorhandene Spielräume von ihnen sehr viel stärker ausgenutzt werden als beim Heizöl.

Die geschätzten Impulse-Response-Funktionen zeigen, dass die Grosshandelspreise schneller reagieren als die Konsumentenpreise und dass die Heizölpreise schneller reagieren als die Preise für Benzin.

Résumé

La dépendance des prix de l'huile minérale en Suisse des prix du marché à Rotterdam et du taux de change

Cette contribution recherche comment les prix Suisses de mazout et d'essence réagissent sous les influences du Marché Spot de Rotterdam et du cours du dollar. Basée sur des données mensuelles le test de Haugh-Pierce et le procédé directe de Granger sont appliqués pour démontrer qu'il existe une relation (Granger-) causale entre les variables «prix de Rotterdam» et «Cours du Dollar» sur les prix Suisses. Les modèles estimés par le procédé du Hsiao expliquent 75 à 80% de la variance du prix Suisse de mazout mais seulement 20 à 30% du prix de pétrole. Ensuite, on trouve que les prix du consommateur réagissent moins vite que les prix en gros et que le prix d'essence réagit moins vite que le prix du mazout.

Summary

The dependence of Swiss oil prices on the price at Rotterdam and on the exchange rate

In this paper it is investigated how Swiss prices for gasoline and heating oil react on changes of the Rotterdam prices and of the Dollar-Swiss Franc-exchange rate. Monthly data from 1972 to 1982 are used. Using the Haugh-Pierce test and the direct Granger procedure it is shown that there is a (Granger-) causal relationship from the Rotterdam prices and the exchange rate to the Swiss prices and that there is instantaneous causality as well. Models estimated with the Hsiao-procedure explain about 75 to 80 percent of the variance of the Swiss heating oil but only between 20 and 30 percent of the gasoline prices. Moreover, estimated impulse-response-functions show that consumer prices react slower than wholesale prices and that gasoline prices react slower than heating oil prices.