

Rotterdammer Preise und Steuern als hauptsächliche Bestimmungsfaktoren der deutschen Mineralölpreise*

**Eine empirische Untersuchung
für die Bundesrepublik Deutschland
von 1980 bis 1990**

Von Gebhard Kirchgässner und Roberta Weber

Mit Hilfe von Monatsdaten für die Jahre 1980 bis 1990 wird untersucht, wie die deutschen Verbraucherpreise für Benzin und leichtes Heizöl auf Veränderungen der Rotterdammer Preise sowie der Steuerbelastung reagieren. Basierend auf den Ergebnissen von Kointegrationstests werden hierfür Fehler-Korrekturmodelle geschätzt, mit deren Hilfe zwischen langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und kurzfristigen Anpassungsprozessen unterschieden werden kann. Dabei kann getestet werden, ob für Deutschland bezüglich der Mineralölmärkte die ‚Hypothese des kleinen Landes‘ gilt und ob auf den deutschen Mineralölmärkten Wettbewerbsbedingungen herrschen.

1. Einleitung

Nur wenige Preise oder Preisentwicklungen finden öffentlich so starke Beachtung wie die nationalen und internationalen Preise für Rohöl und Mineralölprodukte. Dafür gibt es eine Reihe von Gründen. Erdöl ist nach wie vor der wichtigste Energieträger für die westlichen Industrienationen. Entsprechend hatten die beiden Ölpreisschocks in den siebziger Jahren und zu Beginn der achtziger Jahre einen erheblichen Einfluß auf die wirtschaftliche Entwicklung insbesondere in den Ländern, die wie die Bundesrepublik Deutschland über keine nennenswerten eigenen Rohölvorkommen verfügen. Zur beinahe vollständigen Abhängigkeit von Mineralölimporten kommt die Struktur der Mineralölmärkte, die auf der Anbieterseite international durch die erdölproduzierenden Länder und relativ wenige multinationale Firmen gekennzeichnet ist. Auch national sind es vor allem einige wenige große, zumeist multinationale Firmen, die den größten Teil der Nachfrage befriedigen. So decken auf der Import- bzw. Erzeugerseite die zehn größten Anbieter in der Bundesrepublik

* Schriftliche Fassung eines Vortrags auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik, Oldenburg, 1. Oktober 1992. – Revidierte Fassung, Dezember 1993.

Deutschland insgesamt etwa 70 Prozent der Nachfrage nach Benzin und leichtem Heizöl. (Siehe hierzu z.B. *Hölker/Raudszus* 1985, 92f., sowie *Schiffer* 1988, 7 ff.) Und schließlich machen die Ausgaben für Heizöl und Benzin einen erheblichen Teil des Budgets des durchschnittlichen deutschen Konsumenten aus. Es wundert somit nicht, daß größere Bewegungen bei diesen Preisen in der Öffentlichkeit aufmerksam registriert werden.

Nach einer langen Periode steigender Preise in den siebziger und zu Beginn der achtziger Jahre gab es im Verlauf der achtziger Jahre einen deutlich anderen Trend. Nachdem schon vor 1985 ein Preisverfall bei Rohöl und bei Mineralölprodukten eingesetzt hatte, sank der Rohölpreis von 26\$/b im Dezember 1985 auf einen Stand von 10\$/b im Juli 1986. Eine nahezu gleichzeitig einsetzende Abwertung des Dollars gegenüber den europäischen Währungen stärkte die Position der Einkäufer in Westeuropa nochmals. So war ein U.S. Dollar, nachdem er im Januar 1985 noch 3.1667DM wert gewesen war, im Januar 1988 schon für 1.6517DM zu erhalten.

Solche starken Preisschwankungen bieten eine gute Gelegenheit, das Preissetzungsverhalten der Mineralölgesellschaften genauer zu untersuchen. Hier interessiert vor allem, ob für Deutschland in bezug auf die Mineralölversorgung die ‚Hypothese des kleinen Landes‘ gilt und ob es Anzeichen dafür gibt, daß der Wettbewerb auf den deutschen Mineralölmärkten eingeschränkt ist. Gilt nämlich die Hypothese des kleinen Landes und herrscht auf den deutschen Mineralölmärkten Wettbewerb, so sollten Schwankungen der internationalen Preise relativ schnell und vollständig auf die Bundesrepublik Deutschland durchschlagen. Gleichzeitig sollten Nachfrageschwankungen in Deutschland keine Rückwirkungen auf die internationalen Preise haben.

Entsprechend einer häufig aufgestellten Behauptung nützen die Mineralölkonzerne ihre marktbeherrschende Stellung aus und geben Steigerungen der internationalen Preise deutlich schneller an die Konsumenten weiter als Preissenkungen. Daß diese Hypothese der sonst durchaus akzeptierten Annahme der Profitmaximierung seitens der internationalen Mineralölgesellschaften widerspricht, tut ihrer Popularität keinen Abbruch. Empirisch überprüft wurde diese Hypothese von *Kirchgässner* 1987 und von *Kirchgässner/Kübler* 1992. Dabei zeigte sich, daß für die achtziger Jahre kein Unterschied in den Anpassungsgeschwindigkeiten festgestellt werden kann. Daher werden wir dieser Frage hier auch nicht weiter nachgehen.

Bei den zuvor erwähnten Arbeiten wurden ausschließlich internationale Bestimmungsfaktoren der deutschen Mineralölpreise berücksichtigt. Wie sich schon aus der Darstellung der zeitlichen Entwicklung der Mine-

ralölpreise und ihrer Kostenbestandteile in den Abbildungen 1a und 1b ergibt, sind für die Preisgestaltung bei leichtem Heizöl und insbesondere bei Benzin auch inländische Einflußfaktoren und dabei insbesondere die Steuern von Belang: Die Steuerbelastung betrug im Durchschnitt des Jahres 1990 z.B. 27.2 Prozent des Heizölpreises und 65.2 Prozent des Preises für verbleites Superbenzin. Auch hier stellt sich die Frage, ob Veränderungen dieser Belastungen voll an die Verbraucher weitergegeben werden und wie schnell dies erfolgt.

Wie sich die Abhängigkeit der deutschen Mineralölpreise von den internationalen Mineralölpreisen und von der Steuerbelastung in statistischen Größen darstellt, hängt wesentlich davon ab, ob die betrachteten Zeitreihen stationär sind und, falls sie nicht-stationär sind, ob sie miteinander kointegriert sind. Die Bedeutung der Kointegration liegt in der Existenz langfristiger (statistischer) Gleichgewichtsbeziehungen, die sehr häufig ökonomisch sinnvoll interpretiert werden können.

Wie in früheren Arbeiten betrachten wir auch hier die beiden politisch wichtigsten Mineralölpreise in der Bundesrepublik Deutschland, die Preise für leichtes Heizöl und für Benzin. Entsprechend verwenden wir als internationale Preise die entsprechenden Produktpreise des Rotterdamer Spotmarktes. Außerdem betrachten wir die Entwicklung der Steuerbelastung. Und schließlich verwenden wir nicht nur (wie in den früheren Arbeiten) bivariate Kointegrationstests entsprechend dem Ansatz von *Engle* und *Granger* 1987, sondern mit dem Ansatz von *Johansen* 1988, 1989 auch ein der hier untersuchten Fragestellung eher angemessenes multivariates Verfahren. Gegenüber den früheren Arbeiten haben wir damit neben einem etwas anderen Untersuchungszeitraum vor allem eine Ausweitung der Fragestellung sowie eine Ergänzung des methodischen Instrumentariums.

Es folgen einige theoretische und institutionelle Vorbemerkungen (Abschnitt 2). Im dritten Abschnitt werden die Daten auf Stationarität und im vierten Abschnitt auf saisonale Schwankungen untersucht. Aus den Tests auf Kointegration (Abschnitt 5) ergeben sich langfristige Gleichgewichtsbeziehungen, die in Abschnitt 6 zur Modellierung der kurzfristigen Anpassungsprozesse verwendet werden.

2. Einige theoretische und institutionelle Vorbemerkungen

Ausgangspunkt der theoretischen Überlegungen ist das einfache mikroökonomische Partialmodell eines (Mineralöl-)Marktes für ein bestimmtes Gut x , z.B. für leichtes Heizöl, wie es in Abbildung 2a dargestellt ist. Dabei bezeichnet ‚D‘ die Nachfragekurve, ‚GE‘ die Grenzerlöskurve und ‚C‘ die Grenzkostenkurve. Der Einfachheit halber sei

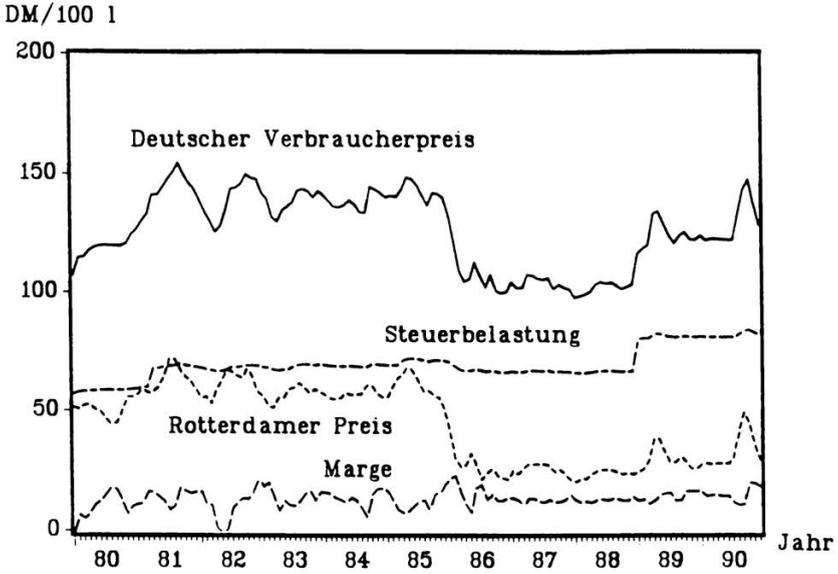


Abbildung 1a: Preise und Steuern für Superbenzin, 1980 - 1990

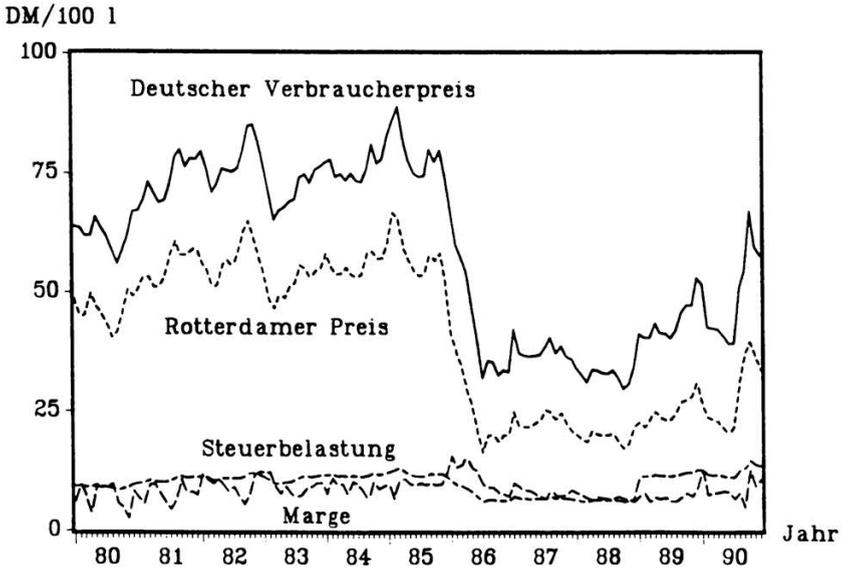


Abbildung 1b: Preise und Steuern für leichtes Heizöl, 1980 - 1990

eine lineare Nachfragefunktion und zunächst auch ein konstanter Verlauf der Grenzkosten angenommen. Zur Vereinfachung sei zusätzlich unterstellt, die Grenzkosten bestünden außer aus einem konstanten Faktor für Transport und Verteilung ausschließlich aus den Importkosten für das entsprechende Produkt, die sich z.B. aus den Preisen auf dem Rotterdamer Spotmarkt, umgerechnet mit dem Wechselkurs, ergeben. Schwankungen der Grenzkosten sind damit ausschließlich Schwankungen des Importpreises, und sie resultieren aus Schwankungen der Rotterdamer Spotmarktpreise und/oder des Wechselkurses.

Im Wettbewerbsfall gilt bekanntlich ‚Preis = Grenzkosten‘, weshalb sich der Preis $p = p_w$ bildet und die Menge $x = x_w$ abgesetzt wird. Eine Erhöhung der Grenzkosten, die zu einer neuen Angebotsfunktion C' führt, bringt eine Erhöhung des Preises auf p_w' und eine Reduktion der abgesetzten Menge x_w' mit sich. Diese Erhöhung der Grenzkosten wird somit vollständig an die Verbraucher weitergegeben. Das gleiche gilt, wenn eine Mengensteuer eingeführt wird und wenn sich dadurch die Angebotsfunktion von C auf C' verschiebt. Die Differenz zwischen C und C' entspricht dann dem Steuersatz, und es findet vollständige Überwälzung statt.¹ Verschiebungen der Nachfragefunktion von D auf D' , wie sie in Abbildung 2b dargestellt sind, führen zu keinen Preisreaktionen. Dieses Modell entspricht damit der Situation eines ‚kleinen Landes‘, in welchem Wettbewerbsbedingungen herrschen.

Geben wir die Annahme des kleinen Landes auf, so ist von einer steigenden Grenzkostenkurve auszugehen. Diese Situation ist in den Abbildungen 2c und 2d dargestellt. Unter Wettbewerbsbedingungen gilt nach wie vor ‚Preis = Grenzkosten‘. Eine Erhöhung der Grenzkostenkurve von C auf C' bzw. eine entsprechende Steuererhöhung führt hier zwar ebenfalls zu einer Erhöhung der Preise, aber diese führt, in Abhängigkeit von den Steigungen der Angebots- und der Nachfragefunktion bzw. den entsprechenden Preiselastizitäten, nur zu einer teilweisen Überwälzung. Bekanntlich gilt in diesem Modell unter den Annahmen der Gewinnmaximierung auf einem Wettbewerbsmarkt für die Reaktion des Preises (p) auf eine Änderung des Steuersatzes (t)

$$(1) \quad \frac{\partial p}{\partial t} = \frac{1}{1 - [\eta_d / \eta_c] \cdot C/p},$$

wobei C die Grenzkosten vor Steuer, η_c die Angebots- und η_d die Nachfrageelastizität bezeichnen. Für eine nicht absolut starre Nachfrage

¹ Das gleiche gilt bei der Einführung oder Erhöhung einer Wertsteuer, falls die hier unterstellten Bedingungen, Wettbewerb und konstante Grenzkosten, erfüllt sind. Da die wesentlichen Steuern im Mineralölbereich aber Mengensteuern sind, beschränken wir die Diskussion darauf.

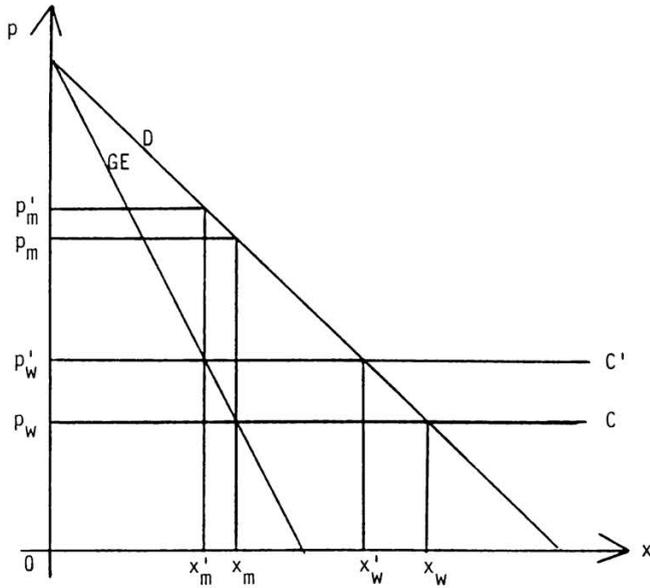


Abbildung 2a: Preis- und Mengenreaktion auf eine Änderung der Grenzkosten im Monopolfall und bei vollständigem Wettbewerb und bei konstanten Grenzkosten

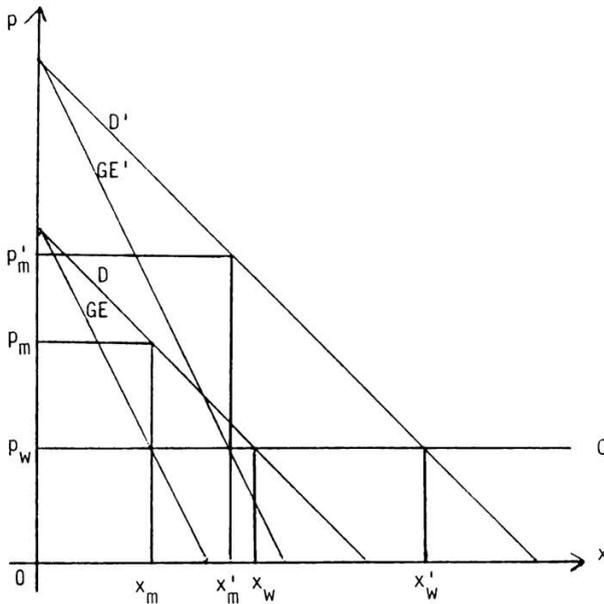


Abbildung 2b: Preis- und Mengenreaktion auf eine Verschiebung der Nachfragefunktion im Monopolfall und bei vollständigem Wettbewerb und bei konstanten Grenzkosten

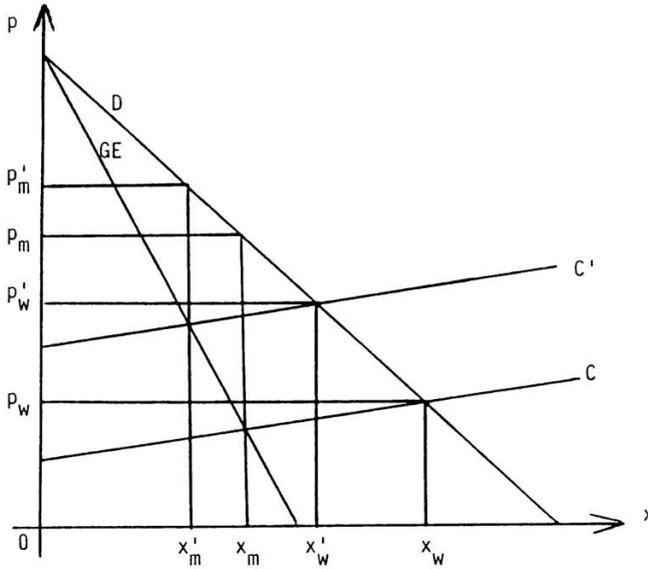


Abbildung 2c: Preis- und Mengenreaktion auf eine Erhöhung der Grenzkosten im Monopolfall und bei vollständigem Wettbewerb und bei steigenden Grenzkosten

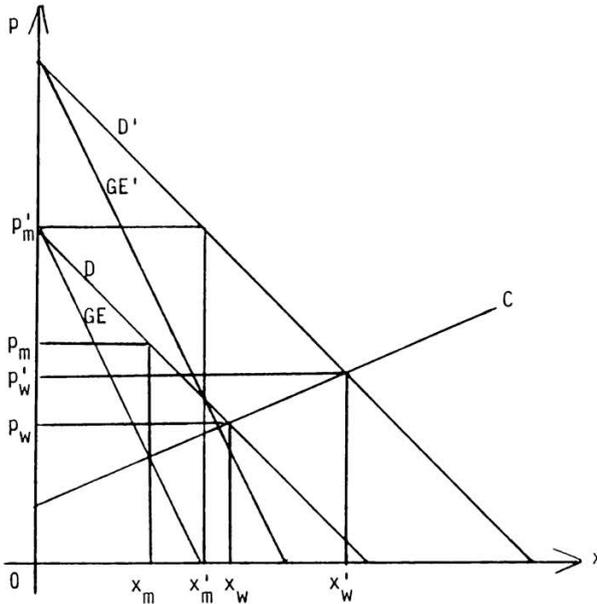


Abbildung 2d: Preis- und Mengenreaktion auf eine Änderung der Nachfragefunktion im Monopolfall und bei vollständigem Wettbewerb und bei steigenden Grenzkosten

($\eta_d < 0$) wird unabhängig vom konkreten Verlauf der Nachfragefunktion nur bei vollständig elastischem Angebot ($\eta_c = \infty$) vollständig überwältigt. Dies ist die in Abbildung 2c angegebene Situation. Bei steigender Angebotsfunktion wie in Abbildung 2d führen Veränderungen der Nachfrage von D zu D' auch zu entsprechenden Preisreaktionen.

Man könnte versuchen, die Hypothese des kleinen Landes dadurch zu überprüfen, daß man mit Hilfe statistischer Verfahren den Grad der Überwälzung einer Mengensteuer feststellt. Schließlich wird bei steigender Angebotsfunktion nur ein Teil der Steuererhöhung an den Konsumenten weitergegeben. Dieses Verfahren stellt jedoch keinen Test dieser Hypothese dar, da unter Wettbewerbsbedingungen nach wie vor gilt, daß der Bruttopreis gleich den Grenzkosten ohne Steuern plus der Steuerbelastung ist. Zwar erhöht sich der Preis nicht im Ausmaß der Erhöhung der Steuerbelastung, aber dies wird dadurch bewirkt, daß die Grenzkosten vor Steuern sinken. Beobachtbar wäre hier theoretisch eine negative Korrelation zwischen der Höhe der Steuer und den Grenzkosten vor Steuern. Da in unserem Fall Variationen der Steuersätze verglichen mit Variationen der Grenzkosten vor Steuern, d.h. der Rotterdamer Spotmarktpreise, ausgesprochen selten sind, ist dabei jedoch kein statistisch signifikantes Ergebnis zu erwarten. Die Frage des Überwälzungsgrades von Steuern oder Grenzkosten (Importpreisen) auf die Verbraucherpreise eignet sich daher nicht zur Überprüfung der Hypothese des kleinen Landes.

Anders sieht dies bei Schwankungen der Inlandsnachfrage aus. Gilt die Hypothese des kleinen Landes nicht, dann sollte eine positive Korrelation zwischen der im Inland nachgefragten Menge und dem Importpreis bestehen. Vor allem sollten Schwankungen der inländischen Verbraucherpreise, was auch immer ihre Ursache sein mag, entsprechende Veränderungen der internationalen Preise nach sich ziehen.

Gegen diese Argumentation mag man einwenden, daß es sich bei den Mineralölmärkten nicht um Wettbewerbsmärkte handelt, da nur wenige Anbieter existieren, die (vermutlich) ein Kartell bilden. Deshalb sei das Modell des Monopolfalls hier eher angebracht als jenes der vollständigen Konkurrenz. Betrachten wir deshalb den Monopolfall, wobei wir wieder die Situation des ‚kleinen Landes‘, d.h. (langfristig) konstanter Grenzkosten unterstellen (Abbildung 2a). Die abgesetzte Menge $x = x_m$ wird durch den Schnittpunkt von Grenzerlös- und Grenzkostenkurve bestimmt, was zum Monopolpreis $p = p_m$ führt. Eine Erhöhung der Grenzkostenkurve auf C' bzw. die Einführung einer entsprechenden Steuer führt zum neuen Preis p_m' und damit zur Verringerung der abgesetzten Menge auf x_m' . Im Gegensatz zur Wettbewerbssituation werden Kosten- bzw. Steuererhöhungen hier nur zum Teil wiedergegeben, im hier

dargestellten Fall, d.h. bei linearer Nachfragefunktion, nur zu 50 Prozent. Sehen wir uns einem steigenden Grenzkostenverlauf wie in Abbildung 2c gegenüber, so wäre im Fall einer linearen Nachfragefunktion die Überwälzung im Monopolfall sogar geringer als 50 Prozent. Das Ausmaß der Anpassung hängt allerdings ab von der Gestalt der Nachfragefunktion, genauer von der Veränderung der Nachfrageelastizität in Abhängigkeit vom Preis: Ist die Nachfragefunktion z.B. iso-elastisch, d.h. ändert sich diese Elastizität bei einer Veränderung des Preises nicht, so wird bei konstanten Grenzkosten sogar zu mehr als 100 Prozent überwält.

Versucht man, den Grad der Überwälzung mit Hilfe statistischer Verfahren zu erfassen, so kann man damit zwar nicht die Hypothese des kleinen Landes, wohl aber diejenige eines funktionierenden Wettbewerbs auf den deutschen Mineralölmärkten überprüfen. Dabei lautet die Nullhypothese, daß Wettbewerb herrscht. Dies führt nicht nur dazu, daß vollständig überwält wird, sondern entsprechend den Aussagen von *Rotemberg/Saloner* 1987 sollte auch um so schneller überwält werden, je stärker der Wettbewerb ist. Einschränkungen des Wettbewerbs müssen zwar nicht, können aber zu langsamen Anpassungsreaktionen und zu unvollständiger Anpassung (oder möglicherweise sogar zu Überreaktionen) führen.

Solche Tests durchzuführen, könnte überflüssig erscheinen, da auf den Mineralölmärkten wenige große, vorwiegend international tätige Anbieter dominieren. Dies muß jedoch nicht bedeuten, daß auf diesen Märkten kein Wettbewerb herrscht. Beim Markt für leichtes Heizöl z.B. arbeiten in der Bundesrepublik Deutschland auf der Großhandelsstufe etwa 200 Großhändler und freie Importeure, und auf der Endverbraucherstufe etwa 11 000 überwiegend mittelständisch strukturierte Handelsfirmen. (Siehe hierzu *Schiffer* 1988, 23.) Dies spricht eher für einen harten Wettbewerb. Bei der Versorgung mit Kraftstoffen gibt es neben den Tankstellen der im Inland tätigen Raffineriegesellschaften eine ganze Reihe ‚freier‘ Händler, wobei insbesondere die eigentlich ‚branchenfremden‘ Anbieter, die eine Tankstelle im ‚Nebenerwerb‘, z.B. zusammen mit einem Verbrauchergroßmarkt führen, eine wesentliche Rolle spielen. (Siehe hierzu *Müller* 1982, 112f.) Soweit solche ‚Grenzanbieter‘ vorhanden sind und miteinander in Wettbewerb stehen, bestimmen sie die Preise, selbst wenn sie insgesamt nur einen geringen Marktanteil halten. Dabei ist unerheblich, zu welchem Preis die Anbieter mit großen Marktanteilen über langfristige Kontrakte Rohöl und Mineralölprodukte beziehen, solange ihre Grenzkosten unter jenen der (kleineren) Grenzanbieter liegen. Dies mag zwar ihre Gewinnsituation beeinflussen,² ist aber für

² So erlitten z.B. während der Jahre 1981 bis 1984, als die Preise auf dem Roterdamer Spotmarkt (in U.S. Dollar) deutlich nachließen, die großen Mineralölge-

den Marktpreis, der sich an den Bezugskosten der Grenzanbieter orientiert, irrelevant.

Aber auch falls nur wenige Anbieter auf diesen Märkten agieren würden, könnte es sich bei den nationalen Mineralölmärkten um ‚bestreitbare Märkte‘ im Sinne von *Baumol/Panzar/Willig* 1982 handeln. Solange es möglich ist, die Mineralölprodukte über Rotterdam zu importieren, gibt es freien Eintritt in diese Märkte, und die Austrittskosten sind vergleichsweise gering. Die dadurch drohende potentielle Konkurrenz kann die Anbieter veranlassen, zu Wettbewerbspreisen anzubieten. Und schließlich wäre zu berücksichtigen, daß Kartelle in aller Regel instabil sind, falls sie nicht durch staatliche Sanktionsmechanismen gestützt werden. Dies alles spricht dafür, nicht von vornherein davon auszugehen, daß diese Märkte kartelliert sind, sondern solche Behauptungen als Hypothesen zu formulieren und empirisch zu überprüfen.

Von besonderer Bedeutung für die Ölversorgung Deutschlands ist der Rotterdamer Markt. Darunter wird nicht nur der Handel verstanden, der in der Region um Antwerpen, Rotterdam und Amsterdam (ARA-Region) stattfindet, sondern ‚Rotterdamer Markt‘ ist eine Sammelbezeichnung für den gesamten nordwesteuropäischen Markt, d.h. er umfaßt auch jene Transaktionen, die in Le Havre und Dünkirchen, in Hamburg und Bremen, im südlichen und östlichen Großbritannien sowie in Skandinavien getätigt werden. (Siehe hierzu *Schiffer* 1981, 48.) Zwar vollzieht sich ein großer Teil des Handels mit Rohöl und mit Mineralölprodukten im Rahmen langfristiger Verträge, aber daneben werden freie, vertraglich nicht gebundene Mengen auf dem ‚Spotmarkt‘ gehandelt. Solche Märkte stellen heute das wichtigste Mittel zur Feinabstimmung von Angebot und Nachfrage dar. Der dort angesiedelte Regelungsmechanismus hat zentrale Bedeutung für die Mineralölgesellschaften, da es meist schwierig ist, die Nachfrage genau abzuschätzen. Aber auch für die Förderländer ist dieser Markt wichtig, da sie dort vertraglich nicht gebundene Mengen an Mineralölerzeugnissen absetzen können. So kommt dem Spotmarkt eine „Ventilfunktion“ zu, weil er „Angebotsüberschüsse aufnimmt und gleichzeitig Nachfragespitzen bzw. nicht durch Verträge abgesicherte Nachfrage zu decken geeignet ist. Neben der Möglichkeit zum internationalen Ausgleich von Überschüssen und Defiziten erlaubt die Existenz der Spotmärkte die Wahl optimaler Verarbeitungs- und Lieferstandorte unabhängig von nationalen Grenzen“. (*Schiffer* 1981, 47.)

sellschaften mit eigenen Raffinerien, die Rohöl über langfristige Kontrakte bezogen, erhebliche Verluste, da ihre Erlöse zwar (weitgehend) die Summe aus Vertrags-Rohöl- und variablen Verarbeitungskosten, aber nicht mehr jene aus Vertrags-Rohöl- und gesamten Verarbeitungskosten deckten. (Zudem lagen damals die Preise für Vertrags-Rohöl fast durchwegs über jenen für Spot-Rohöl.) Siehe hierzu *Diederichs* 1984.

Die Bundesrepublik deckt einen wesentlichen Teil ihrer Inlandsnachfrage auf dem Rotterdamer Markt. Aus dieser Region gelangen die Mineralölprodukte durch Pipelines oder Binnenschiffe in die Bundesrepublik. Wie z.B. *Schürmann* 1984, 63 ff. gezeigt hat, haben die Spotmärkte seit Ende der siebziger Jahre zunehmend an Bedeutung für den deutschen Ölmarkt gewonnen. Lag der Anteil der Spotmarkttransaktionen vor Beginn des Umsturzes im Iran im Jahre 1978 noch bei 2 bis 4 Prozent an der gesamten deutschen Ölversorgung, so stieg er bis zum Jahre 1985 auf 30 bis 40 Prozent an. (Siehe hierzu *Bird* 1987, 73.) Durch den zunehmenden Spotmarktanteil ist auch im Bereich der Kontraktgeschäfte die Neigung zu preisflexiblen, d.h. an Spotmarktpreisen orientierten Verträgen gestiegen, so daß der Spotmarkt einen nachhaltigen Einfluß auch auf die Preisbildung auf den Kontraktmärkten hat.

Neben diesen internationalen Determinanten gibt es auch nationale Bestimmungsfaktoren, die Einfluß auf den Preisbildungsprozeß haben. In der Bundesrepublik Deutschland sind dies vor allem folgende Steuern und Abgaben: (i) die Mineralölsteuer, (ii) die Bevorratungsabgabe und (iii) die Mehrwertsteuer.

- (i) Die Mineralölsteuer, die in den fünfziger Jahren eingeführt wurde, dient heute vor allem fiskalischen Zwecken. Da sie mit Abstand die ergiebigste reine Bundessteuer ist, wird sie regelmäßig erhöht, wenn der Bundesfinanzminister sich zu Steuererhöhungen gezwungen sieht. Daher ist ihr Satz, wie aus Tabelle 1 ersichtlich ist, im Laufe der Zeit deutlich angestiegen. Die Mineralölsteuer wird sowohl auf Benzin als auch auf Heizöl erhoben, auf letzteres allerdings mit einem vergleichsweise geringen Satz.
- (ii) Die Bevorratungsabgabe (Erdölbevorratungsbeitrag) wurde als Folge des ersten Ölpreisschocks Anfang der siebziger Jahre im Jahr 1978 eingeführt, und sie wird seitdem auf einen Teil der Mineralölprodukte, wie Benzin, Dieselkraftstoff und Heizöl, erhoben. Sie soll der Finanzierung von Lagern zur Vorrathaltung von Rohöl bzw. Mineralölprodukten dienen. Wie aus Tabelle 1 hervorgeht, sind ihre Sätze verglichen mit denen der Mineralölsteuer recht gering.
- (iii) Außer mit diesen Verbrauchsteuern (Mengensteuern) werden Mineralölprodukte wie fast alle anderen Güter in der Bundesrepublik Deutschland mit der Mehrwertsteuer belastet. Dabei wird der volle Satz angewendet. Dieser Satz wurde während unseres Untersuchungszeitraums nur einmal, am 1. Juli 1983, von 13 auf 14 Prozent erhöht.

Wie ein Vergleich der Abbildungen 1a und 1b deutlich macht, ist die Steuerbelastung beim Benzin deutlich höher als bei leichtem Heizöl, obwohl sie in den vergangenen Jahren auch bei letzterem merklich angestiegen ist.

Tabelle 1
Steuern und Abgaben auf Mineralöl

Zeitraum	<i>Mineralölsteuer</i>	
	Superbenzin DM/100l	Leichtes Heizöl DM/100 kg
ab 1. 8.78	44.–	2.–
ab 1. 4.81	51.–	2.–
ab 1. 4.85	53.–	2.–
ab 1. 1.89	65.–	6.85

Zeitraum	<i>Bevorratungsabgabe</i>	
	Superbenzin DM/m ³	Leichtes Heizöl DM/m ³
ab 1.12.78	5.30	4.60
ab 1. 1.81	5.60	6.00
ab 1. 9.81	7.10	7.70
ab 1. 4.83	6.38	6.76
ab 1. 1.85	5.60	5.90
ab 1. 4.88	7.20	7.30

Geht man von der Situation eines Grenzanbieters aus, der sein Mineralölprodukt auf dem Rotterdamer Markt bezieht, so kann die Kalkulation für den Verkaufspreis für Mineralölprodukte in der Bundesrepublik Deutschland folgendermaßen dargestellt werden:

$$\begin{aligned}
 & [(\text{Abgabepreis ab Rotterdam in } \$ \cdot \text{Wechselkurs DM}/\$) \\
 & + \text{Bevorratungsabgabe} \\
 & + \text{Mineralölsteuer} \\
 & + (\text{Gewinn-})\text{Marge}] \\
 & \cdot (1 + \text{Mehrwertsteuersatz}) \\
 \hline
 & = \text{Endverkaufspreis}
 \end{aligned}$$

Die Marge enthält dabei nicht nur den Gewinn, sondern auch die Kosten für Transport und Verteilung. Da diese Kosten beim Benzin wegen der kleineren Bezugsmengen deutlich höher sein dürften als beim leichten Heizöl, ist einleuchtend, daß, wie in den Abbildungen 1a und 1b deutlich wird, die Margen beim Benzin deutlich höher sind als beim leichten Heizöl.

Ausgehend von der Situation eines Grenzanbieters kommen wir damit zur Formulierung unserer Hypothesen. Die Grenzkosten dieses Grenzanbieters bestehen im wesentlichen aus Rotterdamer Preisen und Mengen-

steuern einschließlich der darauf fälligen Mehrwertsteuern. Ist die Bundesrepublik Deutschland ein ‚kleines Land‘ im Sinne der ökonomischen Theorie, so sind diese Grenzkosten konstant. Unter Wettbewerbsbedingungen werden Änderungen dieser Grenzkosten vollständig überwältigt. Damit erhalten wir die Hypothese der

- (i) *Vollständigkeit*: Preisveränderungen auf den internationalen Märkten und Veränderungen der inländischen Steuern werden in vollem Umfang auf die nationalen Preise überwältigt.

Wenn die Bundesrepublik Deutschland ein ‚kleines Land‘ ist, dann dürfen Schwankungen der deutschen Nachfrage keine Rückwirkungen auf die internationale Preisentwicklung haben. Gelten überdies Wettbewerbsbedingungen, dann dürfen nur unerwartete Veränderungen der Nachfrage in der Bundesrepublik Deutschland Auswirkungen auf die nationalen Mineralölpreise haben. Regelmäßige bzw. erwartete Nachfrageschwankungen dürfen keine Rückwirkungen auf die deutschen Preise haben. Solche erwarteten regelmäßigen Schwankungen aber sind z.B. Saisonschwankungen, die sowohl bei der Nachfrage nach Heizöl als auch bei der Nachfrage nach Benzin feststellbar sind. Diese Schwankungen sollten nicht auf die Mineralölpreise durchschlagen. Dies führt zur Hypothese der

- (ii) *Saisonalen Unabhängigkeit*: Weder die deutschen Verbraucherpreise für Mineralölprodukte noch die internationalen Spotmarktpreise weisen saisonale Schwankungen auf.

Ist die Bundesrepublik Deutschland ein ‚kleines‘ Land und herrschen auf den Mineralölmärkten Wettbewerbsbedingungen, so darf keine dieser beiden Hypothesen verworfen werden. Im folgenden geht es darum, diese Hypothesen zu überprüfen. Hierfür stehen uns Monatsdaten für den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 1990 und damit insgesamt 132 Beobachtungszeitpunkte zur Verfügung.

3. Die Daten

Um diese Hypothesen zu testen, verwenden wir als abhängige Variablen die Konsumentenpreise für Superbenzin (*CPB*) und leichtes Heizöl (*CPH*) in der Bundesrepublik Deutschland.³ Erklärende Variable sind die Rotterdamer Spotmarktpreise für Superbenzin (*RPB*) und für Gasöl (*RPH*). Mit dem jeweils gültigen Wechselkurs können diese in U.S. Dollar notierten Preise in DM-Preise umgerechnet werden. Als wichtigster nationaler Einflußfaktor spielt die Mineralölsteuer vor allem beim

³ Um eine über den gesamten Beobachtungszeitraum konsistente Zeitreihe zu haben, verwenden wir den Preis für verbleites Superbenzin. – Zur Konstruktion und zur Quelle der Daten siehe Anhang.

Benzin eine wesentliche Rolle. So wie sie wirkt auch die Bevorratungsabgabe als Mengensteuer. Daher fassen wir beide Steuern zusammen in den Mengensteuern für Superbenzin (*STB*) und für leichtes Heizöl (*STH*). Daneben unterliegen Benzin und leichtes Heizöl, wie bereits ausgeführt wurde, beide der Mehrwertsteuer.

Zunächst werden alle betrachteten Zeitreihen auf Stationarität überprüft. Dabei verwenden wir den von *Dickey/Fuller* 1979 vorgeschlagenen Ansatz, wobei für die verzögerten Differenzen jeweils 3 Lags verwendet werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 angegeben.⁴ Dabei zeigt sich, daß die Nullhypothese der Nichtstationarität weder für die Preis- noch für die Steuerreihen auch nur in einem Fall auf dem 10 Prozent Niveau abgelehnt werden könnte. Für deren erste Differenzen kann die Nullhypothese jedoch in allen Fällen mindestens auf dem 1 Prozent Niveau verworfen werden. Dies zeigt, daß alle diese Reihen integriert von der Ordnung Eins ($I(1)$) sind. Ganz anders ist die Situation bei den Margen für Superbenzin (*MAB*) und für leichtes Heizöl (*MAH*), die sich ergeben, wenn man von den Bruttopreisen die gesamten Steuern sowie die in DM bewerteten Preise auf dem Rotterdamer Spotmarkt abzieht. Für diese Reihen kann die Nullhypothese schon bei den Niveaus auf dem 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden; sie sind also bereits schwach stationär.

Tabelle 2
Tests auf Stationarität
1/1980 - 12/1990, 132 Beobachtungen

Variable	Niveau	1. Differenzen
<i>CPB</i>	- 2.094	- 5.703**
<i>CPH</i>	- 1.329	- 5.514**
<i>RPB</i>	- 1.951	- 6.952**
<i>RPH</i>	- 2.090	- 6.213**
<i>STB</i>	- 0.788	- 5.894**
<i>STH</i>	- 0.361	- 5.763**
<i>MAB</i>	- 5.564**	- 7.820**
<i>MAH</i>	- 4.511**	- 7.602**

„(‘)“, „*“ bzw. „**“ zeigt, daß die Nullhypothese der Nicht-Stationarität auf dem 10, 5 oder 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

⁴ Soweit nicht anders angegeben, wurden alle Berechnungen mit dem Programmsystem Micro-TSP, Version 7.03, durchgeführt.

Diese Ergebnisse sind aus zwei Gründen bemerkenswert. Zum einen mag überraschen, daß die Preisreihen I(1) und nicht I(2) sind. Für viele andere Preisreihen hat sich nämlich gezeigt, daß sie I(2) sind.⁵ Die Ölpreise scheinen hier eine Ausnahme zu machen. Für unser weiteres Vorgehen ist dies wichtig, da wir bei den Tests auf Kointegration damit nur I(1)-Variablen betrachten müssen und die Schwierigkeiten vermeiden, die sich aus dem gleichzeitigen Vorhandensein von I(1)- und I(2)-Variablen in einem Modell ergeben.⁶ Interessant ist zudem, daß die Margen stationär sind. Dies deutet an, daß die deutschen Preisreihen mit den Rotterdamer Preisreihen und den Steuern kointegriert sind und daß Erhöhungen der Rotterdamer Preise und/oder der Steuern vollständig auf die deutschen Konsumentenpreise überwältzt werden.

Da sich am Integrationsgrad der betrachteten Variablen nichts ändert, wenn wir die Rotterdamer Preise nicht in ihrer ursprünglichen Notierung in U.S. Dollar verwenden sondern in DM umrechnen, und da trivialerweise der DM-Preis für die Bundesrepublik Deutschland relevant ist, verwenden wir auch bei den internationalen Preisen im folgenden nur die in DM umgerechneten Preise.

4. Schätzung univariater Modelle und Überprüfung auf saisonale Schwankungen

Eine Möglichkeit, die Hypothese des ‚kleinen‘ Landes für die Bundesrepublik Deutschland zu überprüfen, besteht in der Untersuchung der Preisreihen auf saisonale Schwankungen. Solche Schwankungen existieren bei der Nachfrage nach Benzin und Heizöl. Ist die Angebotsfunktion steigend, d.h. gilt die Hypothese des kleinen Landes nicht, so sollten auch die Preise solche Schwankungen aufweisen: Bei einem Rückgang (einer Ausweitung) der Nachfrage nach Mineralöl sollten die deutschen und als Folge davon auch die internationalen Mineralölpreise sinken (steigen). Es geht daher zunächst darum festzustellen, ob in den einzelnen Preisreihen saisonale Schwankungen vorhanden sind. Dies kann man dadurch bewerkstelligen, daß man univariate Modelle schätzt und deren Residuen auf Autokorrelation zwölfter Ordnung überprüft.

Bei der Schätzung solcher univariater Modelle zeigt sich, daß sämtliche Preisreihen und auch der Wechselkurs als (0,1,1)-ARIMA-Modelle dargestellt werden können. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Tabelle 3 angegeben. Die Werte für den Erwartungswert μ sind in keinem Fall auch nur annähernd signifikant von Null verschieden. Dies

⁵ Dies gilt z.B. für die Lebenshaltungskosten- bzw. Konsumentenpreisindizes verschiedener Länder. Siehe hierzu z.B. *Kirchgässner/Wolters* 1990.

⁶ Zu den Problemen der I(2)-Kointegration siehe *Johansen* 1991.

ist bemerkenswert, weil für Preise auf spekulativen Märkten bei rationalen Erwartungen und Abwesenheit von Transaktionskosten gilt, daß sie einem ‚Random-Walk‘ folgen. Bildet man bei der statistischen Erfassung solcher Reihen (Monats-)Durchschnittswerte, so werden daraus (0,1,1)-ARIMA-Modelle, d.h. Modelle mit genau jener Struktur, wie wir sie bei unseren Preisreihen finden. (Siehe hierzu *Kirchgässner/Wolters* 1992.) Dies deutet darauf hin, daß vor allem die internationalen Mineralölmärkte dem Modell effizienter Märkte bei rationalen Erwartungen recht nahe kommen. Zwar sind die geschätzten Werte für den Parameter δ in einigen Fällen signifikant höher als der theoretisch zu erwartende Maximalwert von 0.268, aber schließlich ist die Annahme der Abwesenheit von Transaktionskosten auf diesen Märkten auch wenig realistisch, und Transaktionskosten können dazu führen, daß dieser Wert relativ hoch wird. Solche Transaktionskosten ergeben sich schon allein durch die Kosten und zeitliche Verzögerungen beim Transport von Mineralöl.

Für die Margen, bei denen die Niveaus bereits stationär sind, wurden AR(1)-Modelle geschätzt. Hier fällt auf, daß Abweichungen von den langfristigen Mittelwerten, die mit ca. 13 Pfennigen für den Liter Benzin und ca. 8.5 Pfennigen für den Liter Heizöl geschätzt werden, zügig wieder abgebaut werden. Dies spricht für einen relativ starken Wettbewerb auf den deutschen Mineralölmärkten.

Bei den Residuen zeigt die *Ljung-Box Q*-Statistik in keinem Fall Autokorrelation an. Dagegen ist die Annahme der Normalverteilung außer bei den beiden Rotterdamer Preisen immer zu verwerfen. Heteroskedastie findet sich bei den internationalen Preisen sowie beim deutschen Heizölpreis. Insofern sind die klassischen Annahmen bezüglich der Residuen durchgängig verletzt. Dies bedeutet, daß die Varianzen der geschätzten Parameter möglicherweise gegen Null verzerrt sind und damit deren Signifikanz überschätzt wird. Andererseits sind bis auf den Fall der deutschen Heizölpreise die Signifikanzen so stark ausgeprägt, daß sich auch bei einer Berücksichtigung der Heteroskedastie bzw. Verletzung der Normalverteilungsannahme qualitativ kaum etwas ändern dürfte.

Interessanter für unsere Fragestellung sind die geschätzten Autokorrelationskoeffizienten zwölfter Ordnung. Bei den Preisreihen ergeben sich keinerlei Hinweise auf saisonale Schwankungen. Dies gilt gleichermaßen für die nationalen wie für die internationalen Preise. Die Annahme des ‚kleinen Landes‘ wird durch diese Ergebnisse gestützt. Daß zumindest auf dem 5 Prozent Niveau keine saisonalen Schwankungen festzustellen sind, gilt auch für die Margen. Bei der Marge der Heizölpreise kann überhaupt nichts festgestellt werden. Bei der Marge der Benzpreise ist (nach Schätzung eines AR(1)-Prozesses) der Autokorrelationskoeffizient 12. Ordnung ebenfalls auf keinem üblichen Niveau signifi-

Tabelle 3
 Univariate Zeitreihenmodelle
 1/1980 - 12/1990, 132 Beobachtungen

Abhängige Variable	Koeffizienten			Teststatistiken				
	μ	AR(1)	MA(1)	MA(12)	Q	r_{12}	ARCH(2)	J.B.
CPB	0.133 (0.38)		0.368*** (4.56)		4.76	0.016 (0.18)	0.125	10.159***
CPH	- 0.037 (0.38)		0.172* (1.99)		12.00	- 0.050 (0.57)	4.651*	10.831**
RPB	- 0.198 (0.74)		0.465*** (6.02)		6.79	0.061 (0.70)	3.518*	3.021
RPH	- 0.136 (0.58)		0.392*** (4.89)		8.64	- 0.093 (1.07)	3.046(*)	0.457
MAB	12.938*** (17.08)	0.660*** (10.69)			16.21	0.115 (1.32)	2.107	7.600*
MAB	12.964*** (17.09)	0.661*** (10.76)		0.158(*) (1.78)	11.30	- 0.035 (0.40)	2.002	6.667*
MAH	8.543*** (24.71)	0.525*** (7.33)			13.27	- 0.030 (0.34)	2.233	12.436**

Die Zahlen in Klammern geben die Absolutbeträge der t -Statistiken der geschätzten Parameter an. (*), (**), (***) bzw. (****) zeigt Signifikanz der entsprechenden Teststatistik auf dem 10, 5, 1 bzw. 0.1 Prozent Signifikanzniveau an. Q bezeichnet den Wert der Ljung-Box Statistik auf Autokorrelation der Residuen, r_{12} der Autokorrelationskoeffizienten 12. Ordnung, ARCH den Wert der F-Statistik auf autoregressiv conditionale Heteroskedastie 2. Ordnung der geschätzten Residuen, und J.B. den Wert der Jarque-Bera-Statistik zur Überprüfung der Residuen auf Normalverteilung.

kant von Null verschieden. Andererseits deutet das (hier nicht wiedergegebene) Korrelogramm der ursprünglichen Werte auf die Existenz solcher Schwankungen hin. Nimmt man daher einen MA(12)-Parameter in die Gleichung auf, so ist dieser auf dem 10 Prozent Niveau signifikant.⁷ Der dabei geschätzte Koeffizient ist jedoch recht gering. Selbst wenn man hier von saisonalen Schwankungen ausgeht, so sind diese gegenüber den Schwankungen der internationalen Preise so schwach ausgeprägt, daß beim deutschen Heizöl- oder Benzinpreis keinerlei Hinweis mehr auf eine solche Schwankung zu finden ist.

5. Tests auf Kointegration und Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen

Daß die Margen im Gegensatz zu den Preisreihen schwach stationär sind, ist bereits ein starker Hinweis darauf, daß zwischen den einzelnen Reihen langfristige Gleichgewichtsbeziehungen existieren, d.h., daß sie miteinander kointegriert sind. Im folgenden sollen diese Kointegrationsbeziehungen näher untersucht werden. Hierfür ist zunächst die Zahl der Kointegrationsvektoren zu bestimmen: Zwischen k nicht-stationären Variablen können maximal $k-1$ Gleichgewichtsbeziehungen (Kointegrationsvektoren) bestehen. Um deren Zahl festzustellen, verwenden wir das multivariate Verfahren von *Johansen* 1988, 1989, und wir wenden es auf die beiden Systeme für den Benzinpreis und für den Heizölpreis an, die jeweils aus dem einheimischen Preis, dem Rotterdamer Preis und den Steuern bestehen. (Kritische Werte für diesen Test finden sich bei *Johansen/Juselius* 1990.)

Da es bei den Untersuchungen bezüglich der Kointegration nicht nur um die Bestimmung der Zahl der Kointegrationsvektoren, sondern auch um deren Schätzung geht, haben wir zu den Rotterdamer Preisen und zu den Mengensteuern immer die zugehörige Mehrwertsteuerbelastung hinzugerechnet. Dadurch wird es zwar unmöglich, Veränderungen dieser Steuer zur Überprüfung unserer Hypothesen zu verwenden, aber zum einen ist dies in dem hier zugrunde liegenden linearen Ansatz überhaupt nicht möglich, und zum anderen wurde, wie oben angegeben wurde, der Mehrwertsteuersatz im Beobachtungszeitraum nur einmal und dabei nur geringfügig geändert, weshalb eine empirische Erfassung von dessen Einfluß sowieso kaum möglich erscheint.

Die Ergebnisse der multivariaten Kointegrationstests sind in Tabelle 4 wiedergegeben.⁸ In beiden Fällen sind sie eindeutig: Die Hypothese, daß

⁷ Ein AR(12)-Parameter ist dagegen auf keinem üblichen Niveau signifikant.

⁸ Diese Ergebnisse, die mit dem Programmsystem Reg-X erzielt wurden, ergaben sich für $k = 4$ Lags. Alternative Rechnungen für $k = 2$ und $k = 3$ Lags brachten nur unwesentlich andere Ergebnisse.

kein Kointegrationsvektor existiert, kann verworfen werden, aber nicht diejenige, daß maximal ein Kointegrationsvektor existiert. Einheimische Preise, Rotterdamer Preise und Steuern sind damit kointegriert, aber es besteht nur eine solche Beziehung in jedem dieser beiden Systeme.

Tabelle 4
Multivariate Kointegrationstests
Johansen Verfahren
 1/1980 - 12/1990, 132 Beobachtungen
 Maximaler Lag: 4

Variablen: *CPB, RPB, STB*

Likelihood Ratio Test auf maximal r Eigenvektoren

Test auf $r \leq 0$: 37.12, 5% Kritischer Wert = 34.91

Test auf $r \leq 1$: 5.35, 5% Kritischer Wert = 19.96

Test auf $r \leq 2$: 0.08, 5% Kritischer Wert = 9.40

Variablen: *CPH, RPH, STH*

Likelihood Ratio Test auf maximal r Eigenvektoren

Test auf $r \leq 0$: 44.40, 5% Kritischer Wert = 34.91

Test auf $r \leq 1$: 6.31, 5% Kritischer Wert = 19.96

Test auf $r \leq 2$: 0.96, 5% Kritischer Wert = 9.40

Die dabei gefundenen Lösungen für die Kointegrationsvektoren sind jedoch nicht eindeutig, sondern sie spannen nur einen Unterraum auf, in welchem diese Vektoren liegen. In unserem Fall, d.h. für $r = 1$, sind sie jedoch bis auf eine multiplikative Transformation eindeutig. Normiert man daher die Kointegrationsvektoren auf den Wert von -1 für den deutschen Preis, so ergeben sich aus diesen Schätzungen folgende langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen:

$$(2a) \quad CPB = 0.989 RPB + 1.097 STB,$$

$$(2b) \quad CPH = 1.053 RPH + 1.251 STH.$$

Die Werte für die langfristigen Multiplikatoren liegen recht nahe an den unter Wettbewerbsbedingungen theoretisch erwarteten Werten von 1.0. Das Problem ist jedoch, daß hierfür keine Standardabweichungen angegeben werden, weshalb Tests auch nicht approximativ möglich sind. An-

dererseits aber kann dann, wenn in einem multivariaten System nur ein Kointegrationsvektor existiert, dieser auch mit Hilfe des *Engle-Granger* Verfahrens geschätzt werden. Dabei können der *Durbin-Watson* Test für die kointegrierende Gleichung sowie der erweiterte *Dickey-Fuller* Test als zusätzliche Kointegrationstests durchgeführt werden. (Für beide – sowie einige weitere – Testgrößen sind kritische Werte bei *Engle/Granger* 1987 sowie bei *Engle/Yoo* 1987 angegeben.)

Tabelle 5
Engle-Granger Tests auf Kointegration
1/1980 - 12/1990, 132 Beobachtungen

Y	X	Z	β_1	β_2	R ²	D.W.	ADF
CPB	RPB	STB	0.967 (0.024)	1.118 (0.063)	0.926	0.962**	- 6.103**
CPH	RPH	STH	1.020 (0.013)	0.896 (0.131)	0.981	0.966**	- 3.978*

,* bzw. ** zeigt, daß die Nullhypothese fehlender Kointegration auf dem 5 bzw. 1 Prozent Signifikanzniveau verworfen werden kann.

Hierfür wurden zunächst mit OLS die statischen Beziehungen

$$(3) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Z_t + u_{1,t}$$

geschätzt, wobei Y den inländischen Preis, X den Rotterdamer Preis und Z die Steuervariable bezeichnet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Sowohl beim *Durbin-Watson*-, als auch beim *Dickey-Fuller* Test, bei welchem wiederum 3 Lags verwendet wurden, kann die Nullhypothese fehlender Kointegration in beiden Fällen verworfen werden. Die Werte des multiplen Bestimmtheitsmaßes sind jeweils recht hoch, was bedeutet, daß die Schätzungen der langfristigen Gleichgewichtsparameter β_1 und β_2 nur wenig verzerrt sein dürften.⁹ Die Varianzen für die einzelnen Parameter sind jedoch vermutlich deutlich unterschätzt, weshalb die Anwendung von *t*-Tests problematisch ist. Andererseits aber sind selbst bei Anwendung der üblichen *t*-Verteilung die geschätzten Parameter in keinem Fall auf dem 5 Prozent Niveau signifikant von Eins ver-

⁹ Wie *Banerjee/Dolado/Hendry/Smith* 1986 gezeigt haben, können die Schätzungen für die Kointegrationsparameter erheblich verzerrt sein, falls die Werte des multiplen Bestimmtheitsmaßes gering sind.

schieden. Da man sich bei der Nicht-Ablehnung der Nullhypothese hier auf der ‚sicheren‘ Seite befindet, kann somit die Hypothese vollständiger Überwälzung in keinem Fall verworfen werden. Bei der Schätzung der Anpassungsprozesse werden wir daher im folgenden davon ausgehen, daß für die langfristigen Multiplikatoren die theoretisch erwarteten Werte gelten.

6. Schätzung der Anpassungsprozesse

Unsere letzte Frage lautet: Wie schnell passen sich die deutschen Mineralölpreise an die internationale Entwicklung und an Steueränderungen an? Um dies zu ermitteln, führen wir eine simultane Schätzung von Fehler-Korrektur-Modellen für beide Gleichungen durch. Als Fehler-Korrektor-Glieder verwenden wir dabei die theoretischen Werte der oben geschätzten Gleichgewichtsbeziehungen:

$$(4a) \quad LB = CPB - RPB - STB,$$

$$(4b) \quad LH = CPH - RPH - STH.$$

Entsprechend dem ‚Hendry-Verfahren‘ starten wir mit zwei Lags für alle Variablen und schließen dann alle nicht signifikanten Variablen aus. In beiden Gleichungen ließen wir für das Störglied einen AR(1)-Prozeß zu. Dieser ist nur in der Gleichung für das leichte Heizöl signifikant. Damit erhalten wir folgende Schätzungen:¹⁰

$$(5a) \quad \Delta CPB_t = 4.138 + 0.348 \Delta RPB_t + 0.410 \Delta RPB_{t-1}$$

(5.25) (6.10) (5.86)

$$+ 1.001 \Delta STB_t - 0.285 LB_{t-1} + \hat{u}_{1,t}$$

(6.75) (5.29)

$$R^2 = 0.700, \quad SER = 2.412, \quad D.W. = 1.949$$

$$Q(12) = 8.47, \quad J.B. = 5.347, \quad ARCH(2) = 1.031$$

¹⁰ Die Zahlen in Klammern geben die Absolutbeträge der t-Statistiken der geschätzten Parameter an. SER ist der Standardfehler der Regression, Q (k) der Wert der *Ljung-Box* Q-Statistik zur Überprüfung der Autokorrelation der Residuen mit k Freiheitsgraden, J.B. der Wert der *Jarque-Bera*-Statistik zur Überprüfung der Residuen auf Normalverteilung, und ARCH(2) der Wert der F-Statistik zur Überprüfung der Residuen auf autoregressiv bedingte Heteroskedastie, wobei jeweils 2 Lags verwendet wurden.

$$(5b) \quad \Delta CPH_t = 2.943 + 0.581 \Delta RPH_t + 0.380 \Delta RPH_{t-1}$$

(5.62) (13.46) (5.21)

$$+ 0.918 \Delta STH_t - 0.303 LH_{t-1} + \hat{u}_{2,t}$$

(2.78) (5.03)

$$\hat{u}_{2,t} = -0.428 \hat{u}_{2,t-1} + \epsilon_{2,t}$$

(4.96)

$$R^2 = 0.797, \quad SER = 1.667, \quad D.W. = 2.026$$

$$Q(11) = 6.22, \quad J.B. = 18.176, \quad ARCH(2) = 1.809$$

Betrachtet man die Statistiken für die einzelnen Gleichungen, so wird in beiden Fällen ein recht hoher Prozentsatz der Preisänderungen durch Änderungen der Steuersätze und vor allem durch Änderungen der internationalen Preise erklärt. In den Residuen beider Gleichungen ist weder signifikante Autokorrelation noch signifikante (autoregressiv konditionale) Heteroskedastie feststellbar. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Residuen der beiden Reihen beträgt 0.235. Bei der mit 132 relativ hohen Zahl der Beobachtungen ist dieser Wert signifikant von Null verschieden, aber betragsmäßig ist er relativ gering. Dies deutet darauf hin, daß keine wichtigen Erklärungsgrößen fehlen, welche beide deutschen Preisreihen gemeinsam beeinflussen. Der Test auf Normalität der Residuen zeigt bei der Gleichung für die Benzinpreise signifikante Abweichungen von der Normalverteilung auf dem 10 Prozent Niveau, bei den Heizölpreisen sogar auf dem 1 Prozent Niveau an. Diese Abweichungen beruhen aber zum wesentlichen auf einigen wenigen Ausreißern; werden die entsprechenden Beobachtungen bei der Schätzung ausgeschlossen, so ändern sich die Ergebnisse kaum.

Auf beiden Märkten erfolgt die Anpassung sehr schnell: Die Anpassung an Steuererhöhungen geschieht praktisch sofort, die Anpassung an eine Veränderung der Rotterdamer Preise ist nach einem Monat abgeschlossen. Daß die Anpassung bei den Steuern schneller erfolgt als bei den Rotterdamer Preisen, hat zum einen institutionelle Gründe: Steuererhöhungen treten üblicherweise zum Ersten eines Monats in Kraft und werden damit bereits in diesem Monat statistisch voll erfaßt, während Preiserhöhungen in Rotterdam laufend erfolgen und damit (wegen der Bildung von Durchschnittsdaten) statistisch jeweils über zwei Monate verteilt erfaßt werden. Zum anderen werden Steuererhöhungen voll antizipiert, während das bei Änderungen der Rotterdamer Preise nicht möglich ist. Und schließlich müssen mit dem Inkrafttreten einer Steuererhö-

hung die höheren Steuern für das an den Verbraucher verkaufte Benzin und Heizöl sofort an den Fiskus abgeliefert erhoben werden, während bei einer Änderung des Rotterdamer Preises noch zum alten Preis in Rotterdam eingekauftes Benzin theoretisch auch noch zum alten Preis an die Konsumenten weitergegeben werden könnte.

7. Abschließende Bemerkungen

Damit ergibt sich folgendes Bild: Die Preise auf den deutschen Mineralölmärkten werden im wesentlichen durch die Entwicklung auf dem Rotterdamer Spotmarkt und die auf die Mineralölprodukte erhobenen Steuern bestimmt. Veränderungen dieser Preise und Steuern werden schnell und vollständig an die deutschen Verbraucher weitergegeben; spätestens nach einem Monat sind die Anpassungen vollzogen. Die Abhängigkeit der deutschen von den internationalen Mineralölpreisen schließt nicht aus, daß es neben den Steuern auch andere interne Einflüsse gibt, die erhebliche Auswirkungen auf die deutschen Mineralölpreise haben. Solche Einflüsse dürften allerdings nur kurzfristig wirksam sein.

Es finden sich keine Hinweise dafür, daß Veränderungen der deutschen Preise Rückwirkungen auf die internationale Preisentwicklung haben. Insofern gilt für die Bundesrepublik Deutschland die ‚Hypothese des kleinen Landes‘. Gemessen am Anteil des Mineralölverbrauchs der Bundesrepublik, der weniger als 3 Prozent des Weltverbrauchs ausmacht, ist auch kaum etwas anderes zu erwarten. (Siehe hierzu *Mineralölwirtschaftsverband e. V.*, Mineralölzahlen 1990, Hamburg 1991, S. 49.)

Die vollständige Überwälzung und die schnelle Anpassung deuten auf einen starken Wettbewerb auf den deutschen Mineralölmärkten hin. Dies steht im Gegensatz zur oft behaupteten Kartellierung. Diese Märkte scheinen ‚bestreitbaren Märkten‘ im Sinne von *Baumol/Panzar/Willig* 1982 zu entsprechen. Der Rotterdamer Spotmarkt mit seinen Möglichkeiten für Grenzanbieter, sich dort direkt zu versorgen und die Mineralölprodukte in die Bundesrepublik Deutschland zu importieren, bietet eine wesentliche Voraussetzung dafür, daß die für solche Märkte notwendige ‚Hit und Run‘-Konkurrenz zumindest ansatzweise möglich wird. (Siehe hierzu auch *Müller* 1982.) Insofern schreibt *Schiffer* 1981, 47, zu Recht von einer „Ventilfunktion“, die der Rotterdamer Markt für den deutschen Mineralölmarkt hat.

Bei all diesen Aussagen ist jedoch zu berücksichtigen, daß wir Monatsdaten verwenden, weshalb ganz kurzfristige Entwicklungen nicht erfaßt werden können. Soweit unsere Aussagen die langfristige Gleichgewichtsbeziehungen betreffen, ergeben sich daraus keine Einschränkungen. Relevanter könnte sein, daß wir (entsprechend den uns zur Verfügung

stehenden Daten) Durchschnittsdaten der Preise für die gesamte Bundesrepublik (alte Bundesländer) verwenden. Lokale Gebietsmonopole, wie sie vom Bundeskartellamt gelegentlich aufgezeigt werden, können durch diese Daten nicht erfaßt werden. Sie mögen die Wirklichkeit der Bundesrepublik Deutschland nicht nur in den neuen Bundesländern zeitweilig prägen. Wenn aber die deutschen Mineralölmärkte ‚bestreitbar‘ sind, dann ist auch zu vermuten, daß sich solche lokalen Monopole oder Kartelle auf Dauer zumindest nicht in größerem Rahmen halten können.

Zusammenfassung

In dieser Arbeit wird untersucht, wie die deutschen Verbraucherpreise für Benzin und leichtes Heizöl auf Veränderungen der Steuerbelastung und der Rotterdamer Preise reagieren. Wir verwenden Monatsdaten für den Zeitraum von Januar 1980 bis Dezember 1990. Hierfür werden Fehler-Korrektur-Modelle geschätzt, mit deren Hilfe zwischen den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und den kurzfristigen Anpassungsprozessen unterschieden werden kann. Dabei wird untersucht, ob für Deutschland bezüglich der Mineralölmärkte die ‚Hypothese des kleinen Landes‘ gilt und ob auf den deutschen Mineralölmärkten Wettbewerbsbedingungen herrschen. Da zum einen keine Rückwirkungen der deutschen auf die internationalen Mineralölpreise feststellbar sind und da zum anderen Änderungen der internationalen Preise sowie der Steuern voll überwältigt werden, kann keine dieser beiden Hypothesen verworfen werden.

Abstract

This paper investigates how German prices for gasoline and light heating oil react to changes in taxes and in the corresponding Rotterdam prices. Monthly data from 1980 to 1990 are employed. Error correction models are estimated to separate long-run equilibrium relations and short-run adjustment processes. Within a short period, both changes in the Rotterdam prices and in taxes are completely transferred to domestic mineral oil prices. Thus, the results are compatible with the hypotheses that Germany is a ‘small country’ with respect to the world oil market and that German mineral oil markets are competitive.

Anhang: Die Daten und ihre Quelle

RPB Rotterdamer Preis für Superbenzin (FOB)

RPH Rotterdamer Preis für Gasoil (FOB)

Diese Reihen sind ursprünglich in U.S.-Dollar pro 1000 kg angegeben. Sie wurden mit dem jeweils gültigen Wechselkurs sowie den spezifischen Gewichten für Superbenzin und leichtes Heizöl umgerechnet in DM/100 Liter. Als spezifische Gewichte wurden für Superbenzin 0.744 und für leichtes Heizöl 0.824 zugrunde gelegt.

Quelle: (i) Rotterdamer Preise: Angaben der Schweizer Erdöl-Vereinigung, Zürich.

(ii) U.S.-Dollar/Deutsche Mark Wechselkurs: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, verschiedene Jahrgänge.

CPB Deutscher Konsumentenpreis für Superbenzin (verbleit)

CPH Deutscher Konsumentenpreis für Heizöl extra leicht

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 17, Preise und Preisindizes für die Lebenshaltung.

STB Mineralölsteuer und Bevorratungsabgabe auf Superbenzin (verbleit)

STH Mineralölsteuer und Bevorratungsabgabe auf Heizöl extra leicht

Quelle: Angaben des Bundesministeriums für Wirtschaft.

MAB Marge für verbleites Superbenzin

MAH Marge für Heizöl extra leicht

Die Margen ergeben sich, wenn man von den Konsumentenpreisen der jeweiligen Produkte die Rotterdamer Spotmarktpreise (umgerechnet in DM) sowie die jeweils gültige Steuer und Abgabenbelastung abzieht.

Alle Daten sind in DM pro 100 Liter angegeben.

Literaturverzeichnis

Banerjee, A./Dolado, J. J./Hendry, D. F./Smith, G. W. (1986), Exploring Equilibrium Relations in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253 - 277.

Baumol, W. J./Panzar, J. C./Willig, R. W. (1982), Contestable Market and the Theory of Industry Structure. San Diego.

Bird, P. J. W. N. (1987), Continuity and Reversal in Oil Spot Price Movement. *Energy Economics* 9, 73 - 81.

Dickey, D. A./Fuller, W. A. (1979), Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427 - 431.

Diederichs, H. (1984), Die Preisbildung für Mineralölprodukte. *Zeitschrift für Energiewirtschaft* 3, 204 - 214.

Engle, R. F./Granger, C. W. J. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251 - 276.

Engle, R. F./Yoo, B. S. (1987), Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35, 143 - 159.

Fuller, W. A. (1976), Introduction to Statistical Time Series. New York.

Hölker, F.-J./Raudszus, F. (1985), Die Konzentration der Energiewirtschaft - Kritik der Ordnungspolitik im Energiesektor der Bundesrepublik. Frankfurt/New York.

Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231 - 254.

— (1991), A Statistical Analysis of Cointegration of I(2) Variables. Discussion Paper, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

Johansen, S./Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand of Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169 - 210.

- Kirchgässner, G.* (1988), Die Abhängigkeit der deutschen und schweizerischen von den internationalen Mineralölpreisen, Eine empirische Untersuchung für die Zeit von 1974 bis 1986. *Allgemeines Statistisches Archiv* 72, 213 - 247.
- Kirchgässner, G./Kübler, K.* (1992), Symmetric or Asymmetric Price Adjustment in the Oil Market?, An Empirical Analysis of the Relations Between International and Domestic Prices in the Federal Republic of Germany, 1972 - 1989. *Energy Economics* 14, 171 - 185.
- Kirchgässner, G./Wolters, J.* (1990), Sind die Realzinsen stationär? Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse. *Kredit und Kapital* 23, 468 - 495.
- /— (1992), Implications of Temporal Aggregations on the Relation between Two Time Series. *Statistische Hefte* 33, 1 - 19.
- Müller, K. W.* (1982), Preisbildung auf dem Mineralölmarkt. *Zeitschrift für Energiewirtschaft* 1, 108 - 113.
- Rotemberg, J. J./Saloner, G.* (1987), The Relative Rigidity of Monopoly Pricing. *American Economic Review* 77, 917 - 926.
- Schiffer, H.-W.* (1981), Bedeutung und Funktion der Spotmärkte für die Ölversorgung. *Glückauf* 117, 47 - 54.
- (1988), *Energiemarkt Bundesrepublik Deutschland*. Köln 1988.