

No. 2

Online Article Series



**Rohölpreise und Steuern als  
Bestimmungsgründe für Benzin-  
und Dieselpreise**

Eine empirische Untersuchung für den  
österreichischen Tankstellenmarkt

**Johannes Jaenicke**

**Applied Research Series**

**Department of Economics and Finance**

**January 2010**



**INSTITUT FÜR HÖHERE STUDIEN  
INSTITUTE FOR ADVANCED STUDIES**

**Vienna**

**Contact:**

Johannes Jaenicke  
Universität Erfurt  
Nordhäuser Str. 63  
99089 Erfurt, GERMANY  
phone: +49/361/737-4631  
FAX: +49/361/737-4639  
eMail: Johannes.Jaenicke@uni-erfurt.de

Das Institut für Höhere Studien (IHS) wurde im Jahr 1963 von zwei prominenten Exilösterreichern – dem Soziologen Paul F. Lazarsfeld und dem Ökonomen Oskar Morgenstern – mit Hilfe der Ford-Stiftung, des Österreichischen Bundesministeriums für Unterricht und der Stadt Wien gegründet und ist somit die erste postuniversitäre Lehr- und Forschungsstätte für die Sozial- und Wirtschaftswissenschaften in Österreich. Die Reihe Angewandte Ökonomie bietet Einblick in die Forschungsarbeit der Abteilung für Ökonomie und Finanzwirtschaft und verfolgt das Ziel, abteilungsinterne Diskussionsbeiträge einer breiteren fachinternen Öffentlichkeit zugänglich zu machen. Die inhaltliche Verantwortung für die veröffentlichten Beiträge liegt bei den Autorinnen und Autoren.

Founded in 1963 by two prominent Austrians living in exile – the sociologist Paul F. Lazarsfeld and the economist Oskar Morgenstern – with the financial support from the Ford Foundation, the Austrian Federal Ministry of Education, and the City of Vienna, the Institute for Advanced Studies (IHS) is the first institution for postgraduate education and research in economics and the social sciences in Austria. The **Applied Economics Series** presents research done at the Department of Economics and Finance and aims to share “work in progress” in a timely way before formal publication. As usual, authors bear full responsibility for the content of their contributions.

## **Applied Research Series (ARS) - Online Article Series** **Editorial Board**

**Editors:**

Wolfgang Polasek and Ulrich Schuh

**Associated Editors:**

Bernhard Felderer – IHS Vienna  
Helmut Hofer – IHS Vienna  
Iain Paterson – IHS Vienna  
Hans Joachim Bodenhöfer – IHS Carinthia

---

© 2010 Department of Economics and Finance, Institute for Advanced Studies (IHS), Vienna  
Stumpergasse 56, 1060 Vienna, Austria  
Phone: +43/1/59991-0, Fax: +43/1/59991-555, <http://www.ibs.ac.at>  
Design & Production Isabella Andrej

## Kurzfassung

In dieser Arbeit werden die Preisanpassungen und die langfristigen Beziehungen zwischen Kraftstoffpreisen, Steuern und Rohölpreisen auf dem österreichischen Tankstellenmarkt analysiert. Mit Vektor-Fehler-Korrektur-Modellen wird für den Zeitraum Januar 1980 bis Mai 2008 gezeigt, dass Benzin- und Dieselpreise in der langfristigen Preiskalkulation nicht separierbar sind. Sowohl Preisänderungen am Rotterdamer Markt als auch Steuersatzänderungen werden vollständig auf die Benzinpreise und auf die Dieselpreise sogar überproportional überwältigt. Asymmetrische Preisanpassungen der Benzin- und Dieselpreise sind statistisch nicht signifikant und vom Ausmaß her geringfügig.

## Abstract

This paper analyses the reaction of Austrian gasoline and diesel retail prices on changes of the corresponding taxes and international crude oil prices. Estimating vector error correction models over the period January 1980 to May 2008, we find that diesel prices and gasoline prices are not separable in the long run. Crude oil price or tax changes are passed on completely to consumer gasoline prices and even disproportionately strong to diesel prices. Asymmetric price adjustments of fuel prices are small and statistically not significant.

### Keywords

Fuel market, asymmetric price adjustment, cointegration, nonlinear error correction models

### JEL Classification

C22, C32, L11, Q40

## 1 Einleitung

In den letzten Monaten konnten sehr starke Preisbewegungen auf den internationalen Energie- und Rohstoffmärkten beobachtet werden. Diese können weitreichende Wirkungen für das Wachstum und die Beschäftigung einer Volkswirtschaft haben. In der vorliegenden Arbeit wird die Preistransmission der Rohölpreise auf die Benzin- und Dieselpreise in Österreich untersucht. Neben der Höhe der Weitergabe wird die Geschwindigkeit überprüft und dabei insbesondere die populäre Vorstellung, dass steigende Rohölpreise schneller als sinkende an die Verbraucher überwältzt werden.

Wenn wir vom Idealbild eines Marktes mit vollständiger Konkurrenz ausgehen und die verschiedenen Steuern und Abgaben vernachlässigen, werden Änderungen der Grenzkosten unmittelbar zu hundert Prozent an die Verbraucher weitergegeben. Dies gilt auch bei verbundener Produktion, wie von Stackelberg (1932) zeigt. Bei einer Marktkonzentration kommt es allerdings zu Abweichungen von einer vollständigen Weitergabe der Grenzkosten. Das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005) in Österreich geht davon aus, dass es auf regionaler Ebene zu einer Marktkonzentration am Mineralölmarkt kommt, der durch wirtschaftspolitische Maßnahmen gegenzusteuern sei. Darüber hinaus können Kosten der Preisanpassung zu einer Glättung und zu einer verzögerten Anpassung der Endverbraucherpreise auf dem Mineralölmarkt führen. Die Ursache für Preisrigiditäten können so genannte Menükosten sein, die eine wichtige Erklärung für Konjunkturschwankungen darstellen. Auch wenn ein Unternehmen keine Marktmacht besitzt, können Kosten bei der Anpassung der Preise eine Barriere zur Weitergabe der geänderten Kosten an die Kunden sein. Allerdings ist zu vermuten, dass die mit einer Änderung der Kraftstoffpreise verbundenen Arbeitskosten bei den Tankstellen recht gering sind, da es sich um wenige und standardisierte Produkte handelt. Neben Menükosten werden auch Bilanzierungsvorschriften für die verzögerte Weitergabe von geänderten Wiederbeschaffungskosten verantwortlich gemacht. So führt die Anwendung des First-in-first-out-Prinzips zu einer deutlich langsameren Preisanpassung als die des Last-in-first-out-Prinzips. Daneben können Kosten der Produktionsanpassung eine Rolle spielen.

Die verzögerte Anpassung an geänderte Kosten kann sowohl symmetrischer als auch asymmetrischer Natur sein. Für die Existenz einer asymmetrischen Preisanpassung werden verschiedene ökonomische Argumente vorgebracht (Frey und Manera, 2007). Abhängig von den jeweiligen Ursachen können die Asymmetrien verschiedene Formen annehmen. So nennen Borenstein, Cameron und Gilbert (1997) sowohl Preisabsprachen der Produzenten als auch Suchkosten der Konsumenten als mögliche Ursachen für asymmetrisches Verhalten. Die Möglichkeit zu Preisabsprachen der Raffinerien in den Vereinigten Staaten

wird von Borenstein, Cameron und Gilbert als schwierig und abhängig von den marginalen Kosten gesehen. Die Unternehmen nutzen vergangene Preise als Focal Point für Kollusion. Bei fallenden Großhandelspreisen ergibt sich die Möglichkeit für kolludierendes Verhalten der konkurrierenden Unternehmen. Die Unternehmen ändern ihre Preise nicht und weiten so die Marge temporal aus. Wenn die Preisabsprachen zusammenbrechen, kommt es zu starken Preisbewegungen nach unten, bis der Preis unter Konkurrenzbedingungen erreicht ist. Bei steigenden Grenzkosten dagegen ist es unprofitabel, an den vergangenen Preisen festzuhalten und es kommt rasch zu Preissteigerungen für die Verbraucher. Asymmetrische Preisanpassungen kommen somit durch die schnelle Weitergabe von Preiserhöhungen und die verlangsamte Preisanpassung bei sinkenden Preisen auf oligopolistischen Märkten zustande. Es kommt somit zu multiplen Gleichgewichten.

Aufbauend auf dem Modell von Bénabou und Gertner (1993) führen Borenstein, Cameron und Gilbert (1997) als weiteres Argument für asymmetrische Preisanpassungen an, dass allgemeine Kostenschocks mit gesteigener Preisunsicherheit höhere endogene Suchaktivitäten der Konsumenten auslösen. Die Konsumenten lernen daher die Preise der einzelnen Anbieter genauer einzuschätzen, was letztlich zu höherer Konkurrenz zwischen den Anbietern führt. Sinkende Kosten der Anbieter und damit tendenziell sinkende Preise sind mit geringeren Suchaktivitäten der Konsumenten und einer Ausweitung der Margen verbunden. Preissenkungen werden nur soweit weitergegeben, dass Suchaktivitäten der Konsumenten entmutigt werden und vollziehen sich daher in kleineren Schritten.

In der Arbeit von Borenstein und Shepard (2002) wird angeführt, dass die Lagerhaltungspolitik der Produzenten davon abhängig sein kann, ob die Wiederbeschaffungskosten steigen oder fallen. Die Anpassung der Produktion ist mit Kosten verbunden. Bei steigenden Inputpreisen werde der Lagerbestand verringert, während er bei fallenden Inputpreisen wieder aufgestockt wird. In diesem Fall puffern die Raffinerien einen Teil der Preisänderungen. Weiter wird angeführt, dass bei steigenden Beschaffungspreisen die Raffinerien versuchen, ihre normale Marge konstant zu halten und bei fallenden Preisen ihre Marktmacht auszunutzen, um die Marge zumindest temporär auszuweiten. Dieses Argument beinhaltet, dass die Wettbewerbsintensität auf dem Markt für Treibstoff über die Zeit nicht konstant ist.

Insofern gibt es einige Argumente dafür, dass Erhöhungen der Rohölpreise mit anderer Geschwindigkeit an die Endverbraucher weitergegeben werden als Preissenkungen. Das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005) untersucht unter anderem diese Art der Asymmetrie im Preisanpassungsverhalten. Auch die Wettbewerbskommission (2008) und die Bundeswettbewerbsbehörde der Republik Österreich (2008) beschäftigen die Frage nach Asymmetrien im Anpassungsverhalten. Die Wettbewerbskommission vermutet, dass

Preiserhöhungen schneller weitergegeben werden als Preissenkungen und steht damit im Einklang mit der Monopolies and Mergers Commission (1990) und der darauf aufbauenden Arbeit von Bacon (1991), die beide die Preisentwicklung auf dem UK-Kraftstoffmarkt mit „Rockets and Feathers“ vergleichen. Karrenbrock (1991) findet Evidenz für kurzfristiges asymmetrisches Verhalten auf dem US-Kraftstoffmarkt, während langfristig keine signifikanten Unterschiede in der Anpassung an geänderte Grenzkosten gefunden werden können. Für einen umfangreichen Datensatz mit verschiedenen US-Konsumenten- und Großhandelspreisen beschreibt Peltzman (2000) ebenfalls, dass Preise schneller steigen als sie fallen und findet darüber hinaus auch permanente Effekte auf die Marge.

Neben dieser populären Vorstellung ist auch die entgegengesetzte Form der Asymmetrie denkbar. Kirchgässner und Kübler (1992) erklären Asymmetrien mit politisch-ökonomischen Anpassungskosten bei Kraftstoffpreisen, die dadurch entstehen, dass steigende Heizöl- und insbesondere Benzinpreise besonders wahrgenommen werden. Durch die steigenden Preise entsteht politischer Druck seitens der Regierung und der Gewerkschaften auf die Unternehmen im Markt. Diese Art der Anpassungskosten ist relevant in Märkten mit einem gewissen Monopolisierungsgrad. Die Unternehmen müssen befürchten, dass ihre Marktmacht bei zunehmenden Ausgaben der Volkswirtschaft für steigende Energiepreise beschnitten wird. Sind die Kosten der Preisanpassung unabhängig von der Richtung der Preisänderung, werden dagegen symmetrische Preisanpassungen an den Tankstellen zu beobachten sein. Damit können in Anlehnung an Kirchgässner und Kübler (1992) insgesamt drei Hypothesen unterschieden werden: (i) die *Symmetriehypothese*, die von symmetrischen Anpassungskosten ausgeht, (ii) die *populäre Hypothese*, die besagt, dass Preiserhöhungen schneller weitergegeben werden als Preissenkungen und (iii) die *polit-ökonomische Hypothese*, die aufgrund von politischem Widerstand von zusätzlich steigenden Anpassungskosten bei Preiserhöhungen ausgeht, die im Fall von Preissenkungen nicht relevant sind. Diese drei Hypothesen sollen in der vorliegenden Arbeit getestet werden. Daneben steht als weitere Untersuchungsfrage die Höhe der Preisüberwälzung im langfristigen Gleichgewicht.

Auch bei langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen Preisen können asymmetrische Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht existieren. Insofern lassen sich beide Fragestellungen verbinden. Granger und Lee (1989) schlagen ein nichtlineares Fehler-Korrektur-Modell vor, bei dem die Anpassungsgeschwindigkeit von dem Vorzeichen der Gleichgewichtsstörung abhängt, und berücksichtigen dabei das nichtstationäre Verhalten der jeweiligen Preisreihen. Escribano und Pfann (1998) modifizieren diesen Vorschlag, indem sie in ihrem Modell die Anpassungsgeschwindigkeit von der Veränderung der Gleichgewichtsstörung abhängen lassen.

In dieser Arbeit werden die Bestimmungsgründe für die Kraftstoffpreise in Österreich empirisch analysiert. Aufbauend auf einer deskriptiven Beschreibung der österreichischen Tankstellenpreise und deren Kostenkomponenten (Kapitel 2) wird der langfristige Gleichgewichtszusammenhang zwischen Rohölpreisen auf dem Rotterdamer Markt, Tankstellenpreisen und hierauf entfallende Steuern und Abgaben mit Hilfe von symmetrischen und asymmetrischen Fehler-Korrekturmodellen untersucht (Kapitel 3). Dabei werden die von Granger und Lee (1989) und Escribano und Pfann (1998) vorgeschlagenen Spezifikationen berücksichtigt. Eine kurze Zusammenfassung und einige Schlussfolgerungen runden die Arbeit ab.

## **2 Rohölpreise, Tankstellenpreise, Steuern und Abgaben**

Für den Zeitraum Januar 1980 bis Mai 2008 steht uns ein umfangreicher Datensatz der Brutto- und Nettopreise für Benzin und Diesel von OMV, dem führenden Mineralölkonzern in Mittel- und Südosteuropa, zur Verfügung.<sup>1,2</sup> Dabei handelt es sich um Selbstbedienungsnormpreise bzw. ab 2006 um Zielpreise, die vom tatsächlich erzielten Preis je nach Marktsituation leicht abweichen. Die vorliegenden Tankstellenpreise wurden auf Monatsdurchschnitte umgerechnet und mit dem monatlichen Rohölpreis (bis April 1987 Crude Oil, ab Mai 1987 Rohöl der Sorte Brent) in Beziehung gesetzt. Der direkte Vergleich der Tankstellenpreise mit dem internationalen Rohölpreis erscheint gerechtfertigt, da OMV mit 26 Mio. Tonnen Gesamtkapazität per anno über bedeutende eigene Raffineriekapazitäten verfügt.<sup>3</sup> Um Einflüsse des US-Dollar-Wechselkurses zu eliminieren und einen einheitlichen Maßstab zu bekommen, wurden die Rohölpreise in Euro pro Liter umgerechnet<sup>4</sup>. Das Ausmaß der Steuer- und Abgabenlast auf Benzin- und Dieselmotorkraftstoff wurde ebenfalls berechnet.

Die Preisreihen sind in den beiden folgenden Abbildungen 1 und 2 wiedergegeben. Es ist gut zu erkennen, dass die Kraftstoffpreise für Benzin und Diesel die Bewegungen der Rohölpreise nachvollziehen. In den 80er Jahren werden allerdings Preisänderungen eher

---

<sup>1</sup> Für die freundliche Bereitstellung der Daten danken wir der OMV. Bis Ende 2005 Selbstbedienungsnormpreise, ab 2006 mit einem konstanten Faktor umgerechnete Zielpreise. Durch die Umrechnung kann ein Sprung in den Reihen vermieden werden. Ergänzend standen für den Zeitraum Januar 2000 bis Mai 2008 die durchschnittlich erzielten Preise zur Verfügung.

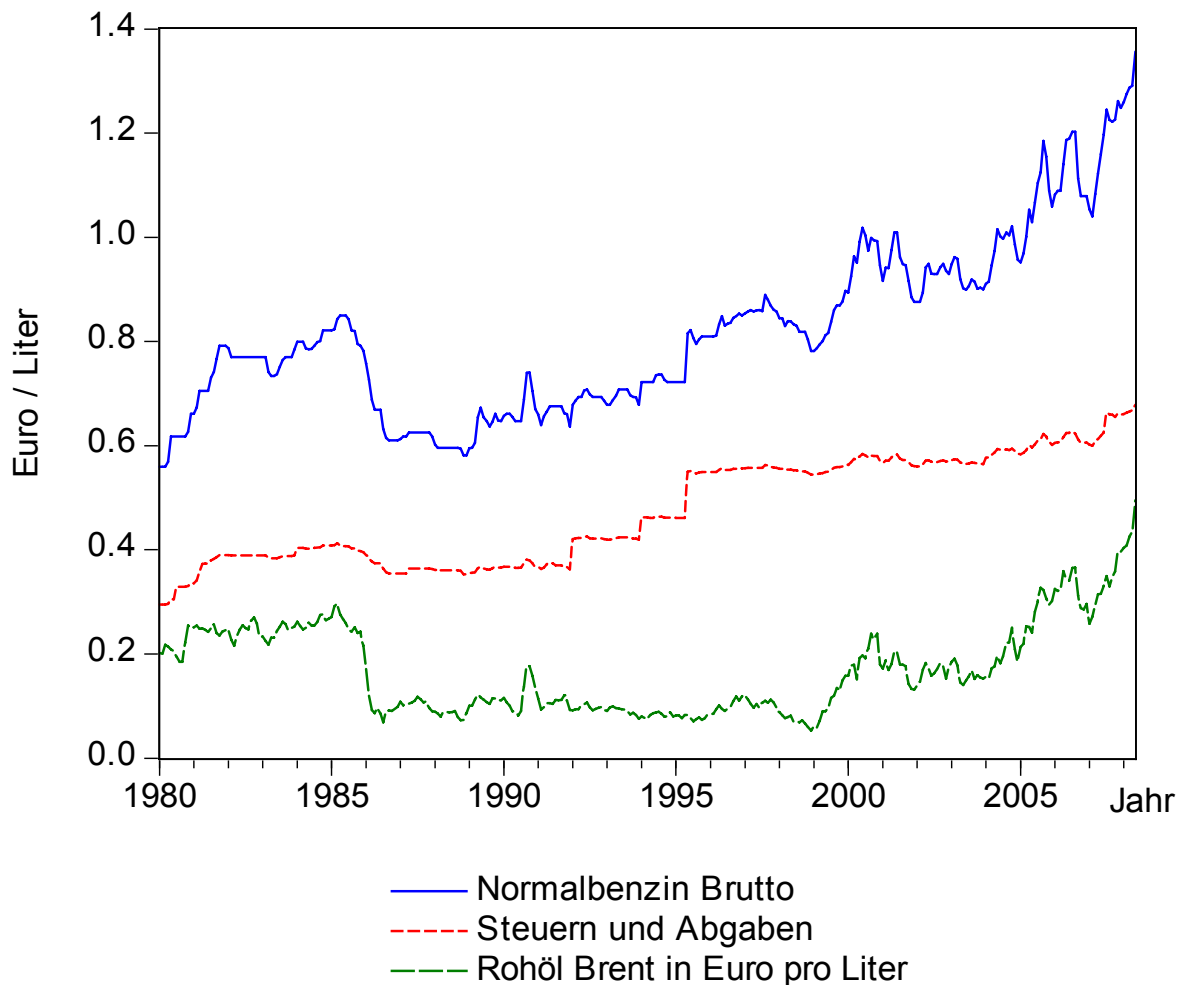
<sup>2</sup> Für die Aufbereitung der Daten und die Unterstützung bei der ökonomischen Analyse danken wir Herrn Xia Liming sowie für Recherchearbeiten zur Steuerbelastung Frau Alexandra Kloß.

<sup>3</sup> Vgl. OMV (2009). Bereits mit der Produktion in der Raffinerie Schwechtal bei Wien in Höhe von 9,3 Mio. t werden nach eigenen Angaben 47 Prozent des österreichischen Verbrauchs an Mineralölprodukten abgedeckt. OMV ist ein ehemaliges Unternehmen der Republik Österreich und wurde ab 1987 in mehreren Schritten privatisiert. Mittlerweile hält der Österreichische Staat über die Österreichische Industrieholding AG noch ein Anteil von 31,5 Prozent an der OMV, ein Anteil von 19,6 Prozent wird von International Petroleum Investment Company, einem Staatsfond der Vereinigten Arabischen Emirate, gehalten, der Rest befindet sich in Streubesitz. Siehe: [www.omv.com](http://www.omv.com).

<sup>4</sup> Die Umrechnung hängt von dem spezifischen Gewicht ab. Vereinfachend haben wir das durchschnittliche Gewicht herangezogen und 1 Barrel mit 158,9873 Liter angenommen.

selten vorgenommen. Die Preisbewegungen haben daher eine Treppenstufenform. Seit Mitte der 90er Jahre sind auch kurzfristige Preisbewegungen an den Tankstellen zu beobachten. Einflüsse der Preisregulierung, die von März 1999 bis April 2004 gültig war und eine Begrenzung der österreichischen Kraftstoffpreise auf den EU-Durchschnittspreis plus 2,9 Cent vorsah, sind bei der grafischen Analyse nicht auffällig. Wie das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005) ausführt, wurde diese Obergrenze allerdings häufig nicht eingehalten.

**Abbildung 1: Preise für Benzin und Rohöl**

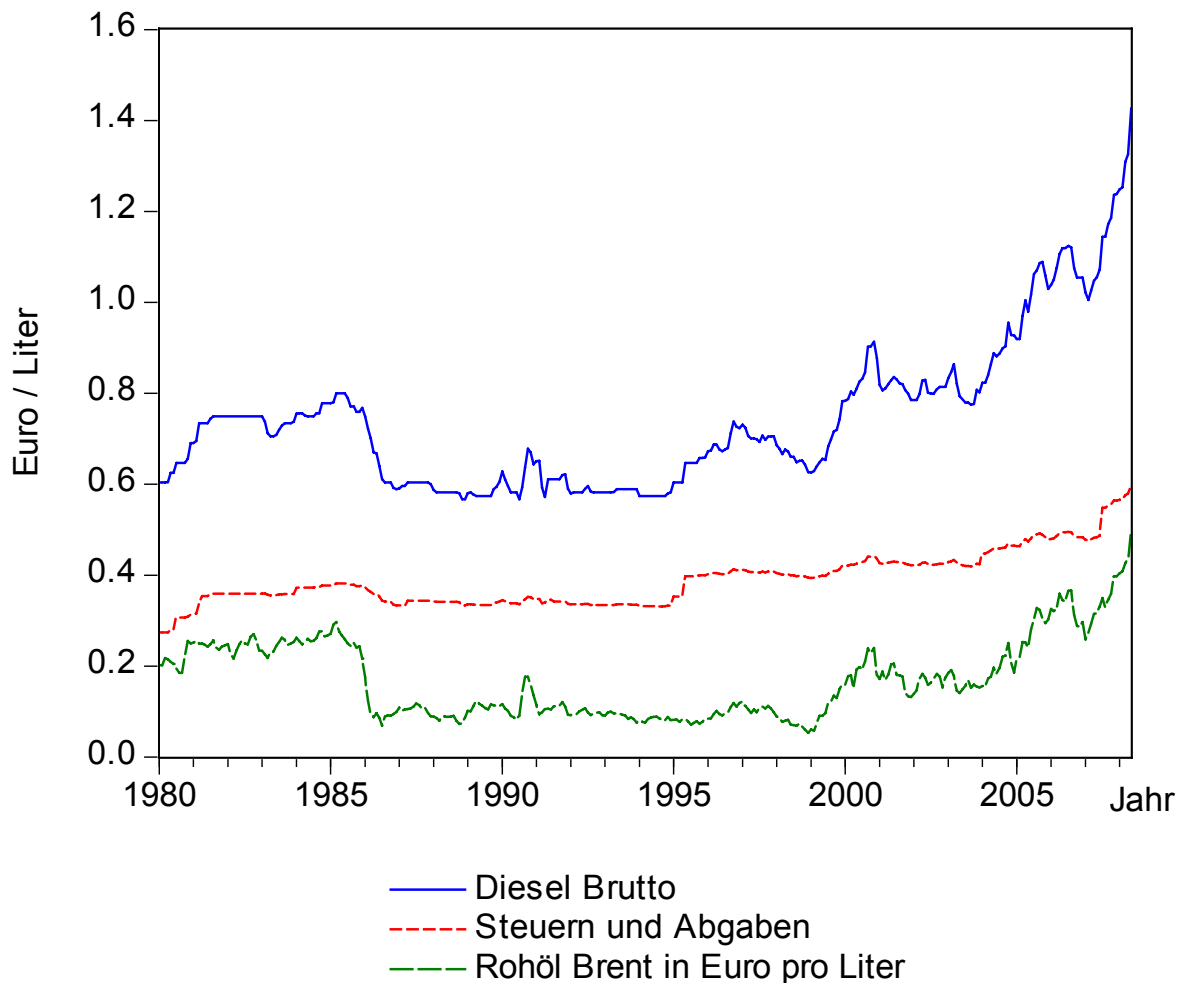


*Anmerkungen: Bis April 1987: durchschnittlicher Rohölpreis (Crude Oil), danach Rohöl der Sorte Brent. Die Umrechnung in Euro erfolgte bis Ende 1998 indirekt auf Basis des Wechselkurses zwischen US-Dollar und DM sowie DM und Österreichischem Schilling, anschließend mit dem unwiderruflichen Umrechnungskurs umgewandelt in Euro.*

*Quellen: OMV, EZB, Energy Information Administration.*



**Abbildung 2: Preise für Diesel und Rohöl**



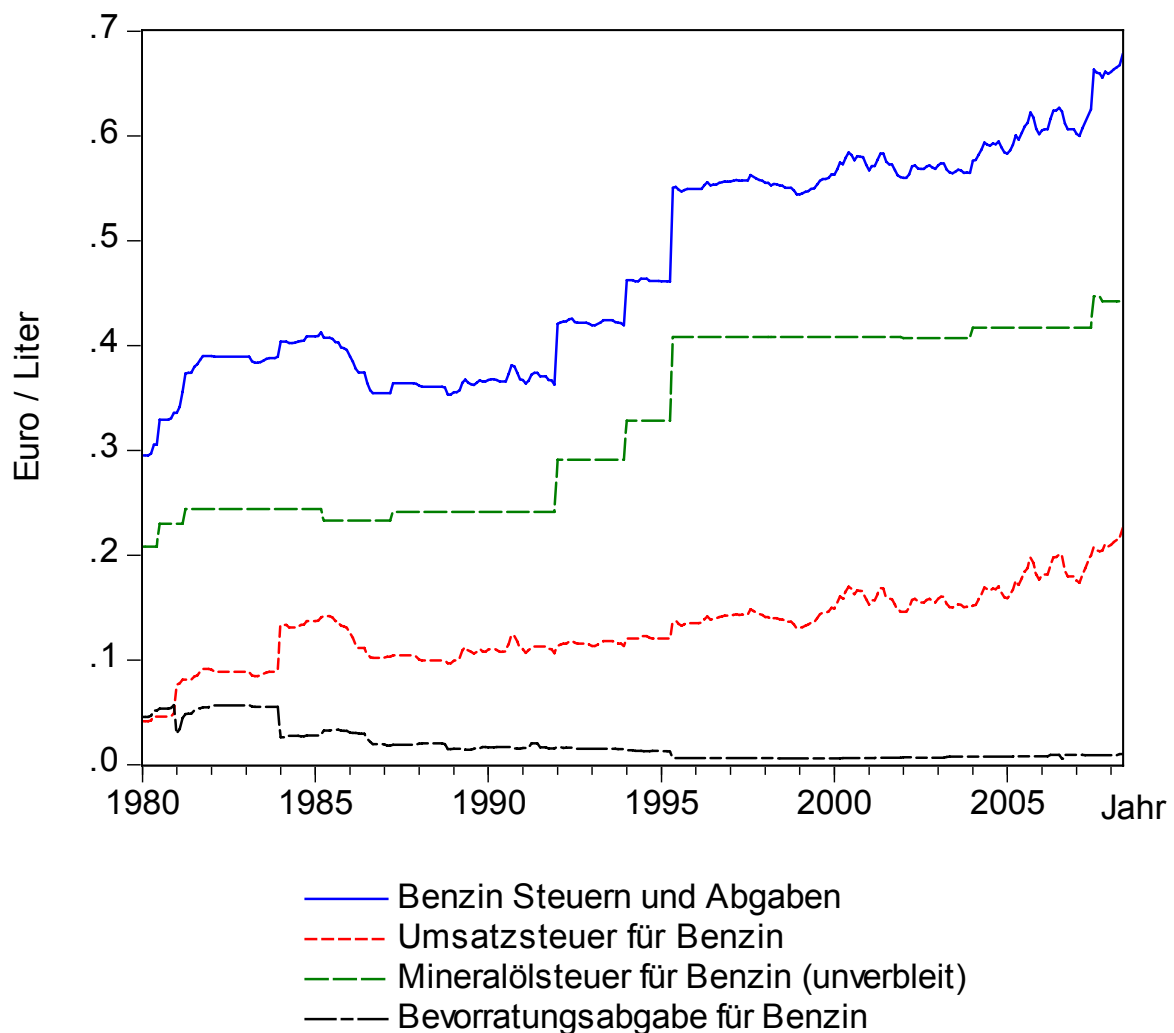
*Anmerkungen: Bis April 1987: durchschnittlicher Ölpreis, danach Rohöl der Sorte Brent. Die Umrechnung in Euro erfolgte bis Ende 1998 indirekt auf Basis des Wechselkurses zwischen US-Dollar und DM sowie DM und Österreichischem Schilling, anschließend mit dem unwiderruflichen Umrechnungskurs umgewandelt in Euro.*

*Quellen: OMV, EZB, Energy Information Administration.*

Bei der Kalkulation der Benzin- und Dieselpreise sind neben den Rohölpreisen Margen für Raffinerien und Tankstellen, Transportkosten und insbesondere Steuern und Abgaben zu berücksichtigen. Die Marge für die Raffinerien wurde vom Bundesministerium für Arbeit und Wirtschaft (2005) kalkuliert. Sie hängt von der Art der Raffinerie ab und bewegte sich im Zeitraum 1995 bis 2005 für die in Europa verbreiteten Cracking-Raffinerien, die auch in der Lage sind, schweres Rohöl zu verarbeiten, zwischen 0 und 6 US-Dollar je Fass im Vergleich zur Rohölsorte Brent. Die in der Marge enthaltenen Transportkosten für die Raffinerie wurden Mitte 2005 mit 1,5 US-Dollar kalkuliert. Hinsichtlich der einzelnen Raffinerieprodukte ergeben sich recht unterschiedliche Margen. Für den Zeitraum Mai 2008 bis August 2008

schwankte nach Angaben der IEA (2008) die Marge für Diesel zwischen 25 und 40 US-Dollar und die für Benzin zwischen 5 und minus 5 US-Dollar je Fass. Die primären und sekundären Logistikkosten für den Transport von Benzin- und Dieselmotorkraftstoff von der Raffinerie bis zur Tankstelle werden vom Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005) mit 2,1 bis 3,5 Cent je Liter angegeben. Abhängig von der Wettbewerbsintensität in den einzelnen Bundesländern ergaben sich nach Angaben des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit (2005) im Jahr 2004 Regionalaufschläge von 2,5 bis 3,5 Cent je Liter bei Benzin und von 3,3 bis 4,3 Cent je Liter bei Diesel. Die höheren Aufschläge für Diesel werden mit der strukturellen Dieselknappheit auf dem europäischen Markt erklärt.

**Abbildung 3: Steuern und Abgaben für Benzin**

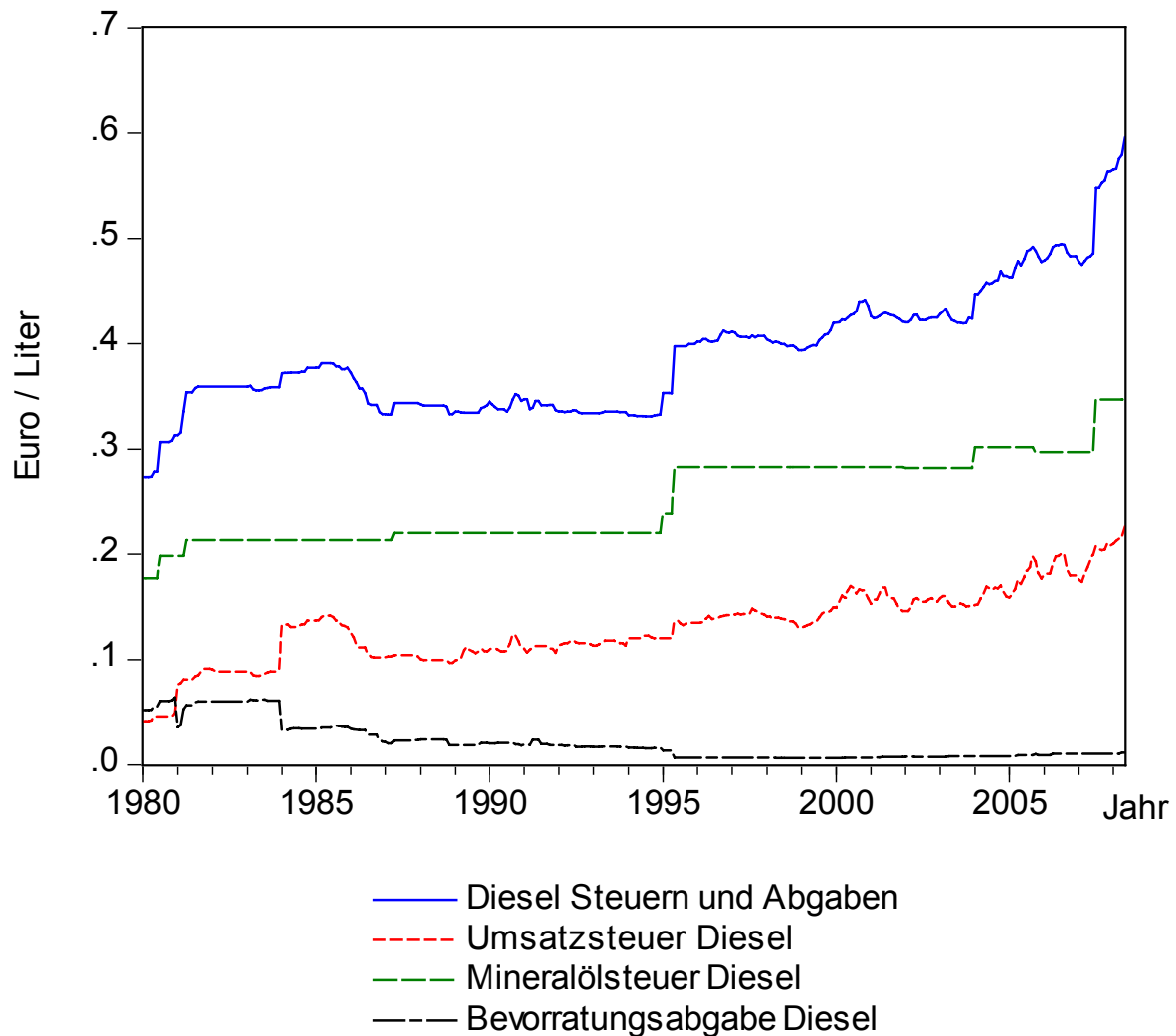


Quellen: BMF, OMV, eigene Berechnungen.

Steuern und Abgaben machen im Durchschnitt über den gesamten Zeitraum gesehen etwa 58 Prozent des Benzinpreises und 52 Prozent des Dieselpreises aus. Die Mineralölsteuer und die Bevorratungsabgabe beziehen sich auf Mengen bzw. Gewichtsgrößen und sind nicht direkt mit dem Benzinpreis verknüpft. Daher fällt ihr relativer Anteil mit steigenden Preisen.

Laut §1 des Mineralölsteuergesetzes von 1995 unterliegt Mineralöl, das im Steuergebiet hergestellt oder in das Steuergebiet eingebracht wird, der Mineralölsteuer. Im Zeitraum 1980 bis heute ist diese für Diesel von 17,7 auf 28,3 Cent pro Liter und die für Benzin von 20,8 auf 40,8 Cent pro Liter angestiegen. Bis Ende März 1985 gab es einen einheitlichen Mineralölsteuersatz für verbleites und unverbleites Benzin, danach unterschieden sich beide Steuersätze zunächst leicht und schließlich die letzten zwei Jahre vor dem Verbot von verbleitem Benzin zum 31.12.1993 um 6 Cent.

**Abbildung 4: Steuern und Abgaben für Diesel**



Quellen: BMF, OMV, eigene Berechnungen.

Bedingt durch die geringere steuerliche Belastung von Diesel im Vergleich zu Benzin gibt es ein nachhaltiges Wachstum der Nachfrage nach Dieseldieselkraftstoff. Europaweit sind einerseits eine Überschussnachfrage nach Diesel und andererseits ein Überschussangebot an Benzin seit einigen Jahren zu beobachten, wie das Bundesministerium für Arbeit (2005) ausführt.

Beide Ungleichgewichte können durch die in Europa vorhandenen und nahezu ausgelasteten Raffineriekapazitäten nicht abgebaut werden und lösen zusätzliche Transportkosten aus. Die Bevorratungsabgabe hängt von den jeweiligen Konditionen des Unternehmens ab, wobei Obergrenzen festgelegt sind. Seit April 2008 beträgt beispielsweise die maximale Abgabe für Benzin 47,0 Euro je Tonne. Daneben ist auch die Umsatzsteuer zu berücksichtigen, die seit 1984 20 Prozent beträgt. Bis Ende 1980 gab es einen ermäßigten Steuersatz für Energie und für die Zeit von 1981 bis 1983 einen speziellen Umsatzsteuersatz von 13 Prozent.

Die Entwicklung der einzelnen Komponenten der Steuern und Abgaben ist in Abbildung 3 für Benzin wiedergegeben, wobei der Satz für unverbleites Benzin gewählt wurde. Die Entwicklung der Steuerbelastung für Diesel, in Abbildung 4 dargestellt, verläuft parallel, allerdings auf einem niedrigeren Niveau. Die Unterschiede werden im Wesentlichen durch die bei Diesel niedrigere Mineralölsteuerbelastung verursacht. Da die Steuern auf Diesel und Benzin insgesamt eine stufenweise ansteigende Tendenz aufweisen, kann auch eine entsprechende Bewegung der Kraftstoffpreise beobachtet werden.

### 3 Empirische Analyse der Kraftstoffpreise

Um die empirische Beziehung zwischen den Kraftstoffpreisen und den Rohölpreisen zu ermitteln und um Probleme mit möglichen Scheinregressionsbeziehungen zu vermeiden, müssen zunächst deren Zeitreiheneigenschaften geklärt werden. Hierzu werden in dieser Arbeit zwei verschiedene Einheitswurzeltests durchgeführt<sup>5</sup>. Die Nullhypothese der Integration der Ordnung 1 kann mit dem ADF-Test nicht verworfen werden, wohl aber die Hypothese, dass die Zeitreihen integriert sind vom Grade zwei. Die Laglänge wurde bei dem ADF-Test mit dem Schwarz-Informationskriterium bestimmt. Zusätzlich wurde mit dem KPSS-Test die Nullhypothese, dass die Zeitreihen stationär sind, klar verworfen. Damit kann in Einklang mit Arbeiten zu internationalen Rohöl- und Kraftstoffpreisen gezeigt werden, dass die Zeitreihen integriert von der Ordnung 1 sind. Der Erwartungswert, die Varianz und die Autokorrelation sind damit nicht konstant über die Zeit. Diese Eigenschaft kann leicht zu Scheinregressionsbeziehungen führen.

#### 3.1 Symmetrische Fehler-Korrektur-Modelle

Daher wurde mit dem Johansen-Verfahren (vgl. z. B. Johansen, 1995) überprüft, ob sich die Kraftstoffpreise und die Rohölpreise trotz der Nichtstationarität der einzelnen Zeitreihen in einem stationären linearen Gleichgewicht befinden. Hierzu wird für den Zeitraum Januar 1980 bis Mai 2008 das folgende Vektor-Fehler-Korrektur-Modell geschätzt.

$$\Delta Y_t = \delta \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \mu D_t + u_t$$

<sup>5</sup> Bis auf den in Kapitel 3.2 verwendeten nichtparametrischen Kointegrationstest von Breitung (2002) wurden alle ökonometrischen Analysen mit EViews 6 durchgeführt.

(1)

Dabei sind  $Y_t$  ein  $k$ -dimensionaler Vektor der endogenen Preise,  $\Delta$  der Differenzoperator,  $u_t$  der Innovationsprozess,  $D_t$  ein Vektor mit deterministischen Komponenten, sowie  $\mu$ , und  $\Pi_t$  Koeffizientenmatrizen und  $\delta$ ,  $\beta$  ( $k \times r$ )-Matrizen mit dem Kointegrationsrang  $r$ . Dieses Modell erfasst sowohl die kurzfristige Dynamik in den ersten Differenzen der Variablen als auch die langfristige stationäre Beziehung in den Niveauvariablen,  $\beta'Y_{t-1}$ . Das Modell lässt prinzipiell mehrere langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zu. In diesem Fall ist der Kointegrationsrang  $k > r > 1$ . So ist es möglich, das langfristige Gleichgewicht für die Benzinpreisgleichung und für die Dieselpreisgleichung simultan zu bestimmen, wobei beide Kraftstoffpreise von den Rohölpreisen und den betreffenden Steuern und Abgaben abhängen. Der Vektor der endogenen Variablen  $Y$  lautet:  $Y = [\text{Benzinpreis}, \text{Steuern auf Benzin}, \text{Dieselpreis}, \text{Steuern auf Diesel}, \text{Rohölpreis}]'$  und damit ist  $k = 5$ . Ausgehend von maximal  $p = 12$  Lags wurde die Lagstruktur des Vektor-Fehler-Korrektur-Modells mit Hilfe von Wald-Tests bestimmt, was zu einer sparsamen Lagstruktur des Modells führt. Die Ergebnisse des Johansen-Tests sind in Tabelle A1 im Anhang wiedergegeben.

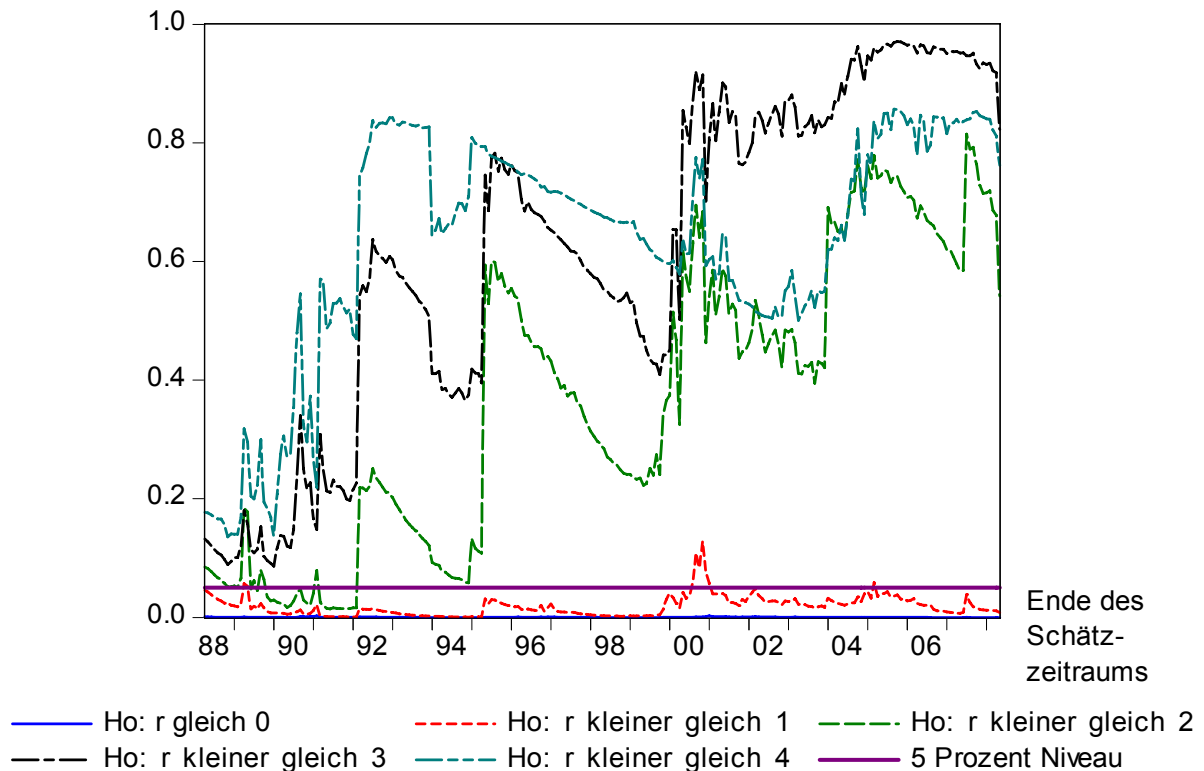
Wie erwartet, können  $r = 2$  Kointegrationsvektoren gefunden werden und damit 3 unabhängige stochastische Trends. Der Trace-Test verwirft die Hypothese, dass mindestens ein Kointegrationsvektor existiert, zugunsten der Alternativhypothese von  $r = k$ , auf dem 1-Prozent-Signifikanzniveau. Die Hypothese, dass  $r \geq 2$  gilt, kann dagegen nur noch auf dem 10-Prozent-Niveau verworfen werden. Auch der Maximum-Eigenwerte-Test ( $\lambda$ -max Test) verwirft nacheinander die Hypothesen  $r = 0$ , und  $r = 1$  hoch signifikant zugunsten der Alternativhypothese  $r+1$ . Die Hypothese  $r = 2$  kann dagegen nur noch auf dem 10-Prozent-Niveau verworfen werden.

Allerdings wird das Vektor-Fehler-Korrektur-Modell, das mit einer Konstanten in der Niveaubeziehung und einem deterministischen Trend geschätzt wurde, durch Strukturen in den Residuen wie Autokorrelation, Heteroskedastie und Abweichungen von der Normalverteilung beeinträchtigt. Letztere wurde mit der von Lütkepohl (2005) vorgeschlagenen Verallgemeinerung der Jarque-Bera-Statistik überprüft. Das Kointegrationsergebnis erweist sich allerdings als robust gegenüber Änderungen der Spezifikation der deterministischen Komponenten. Die Verwendung von anderen Modellselektionskriterien (AIC, SC, HQ) führt ebenfalls zu dem Ergebnis von zwei Kointegrationsvektoren.

Um die zeitliche Robustheit des Ergebnisses zu prüfen, wird der von Johansen und Juselius (1990) vorgeschlagene rekursive Johansen-Trace-Test für das 5-dimensionale VAR-Modell durchgeführt. Dabei wurde die Laglänge gewählt, die für den gesamten Beobachtungs-

zeitraum vom AIC-Kriterium vorgeschlagen wurde, und Forward-Regressionen mit mindestens 100 Beobachtungen durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Abbildung 5 wiedergegeben. Alle 242 einzelnen Testergebnisse sprechen dafür, dass stets die Hypothese, es existiert keine Kointegrationsbeziehung, zumindest auf dem 5-Prozent-Niveau verworfen wird. Darüber hinaus wird in 96,3 Prozent der durchgeführten Tests die Hypothese, dass  $r \leq 1$ , auf dem 5-Prozent-Niveau verworfen.

**Abbildung 5: Rekursiver Johansen-Trace-Test, marginale Wahrscheinlichkeit**



*Anmerkungen: Ergebnisse des rekursiven Johansen-Trace-Tests mit dem Benzinpreis, Steuern auf Benzin, Dieselpreis, Steuern auf Diesel, Rohölpreis als endogene Variablen, Forward Regressionen mit 1 Lag,  $T \geq 100$  Beobachtungen.*

Aufgrund der gefundenen Anzahl von zwei langfristigen Kointegrationsbeziehungen liegt es nahe zu prüfen, ob die beiden Gleichungen, die die Kalkulation der Benzin- und die Dieselpreise beschreiben, voneinander getrennt werden können. Wenn vollständige Konkurrenz herrscht, gilt auch bei verbundener Produktion, die auf Raffinerieebene relevant ist, die Regel Preis gleich Grenzkosten. Im Monopolfall ist hingegen der optimale Preis abhängig von Kreuzpreiseffekten, wie bereits von Stackelberg (1932) zeigt.

Um die Hypothese der Separation zu testen, wird angenommen, dass der Benzinpreis im langfristigen Gleichgewicht nicht von dem Dieselpreis und den Steuern und umgekehrt der

Dieselpreis im langfristigen Gleichgewicht nicht von den Benzinpreisen und den Steuern auf Benzin beeinflusst wird. Konkret wurde die folgende Hypothese auf Separation formuliert

$$H_0 : \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} & 0 & 0 & \beta_{15} \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{24} & \beta_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Benzin} \\ \text{Steuern auf Benzin} \\ \text{Diesel} \\ \text{Steuern auf Diesel} \\ \text{Rohöl} \end{bmatrix}$$

und mit dem von Johansen und Juselius (1992) vorgeschlagenen Likelihood-Ratio-Test getestet<sup>6</sup>. Die Hypothese, dass die Preiskalkulation für Benzin- und Dieselpreise im langfristigen Gleichgewicht separiert werden kann, wird bei der  $\chi^2(2)$ -verteilten Teststatistik von 6,08 auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau verworfen. Substitutionsbeziehungen zwischen Benzin und Diesel sind hiernach im langfristigen Gleichgewicht nicht zu vernachlässigen. Dies spricht gegen die Annahme der vollständigen Konkurrenz.

Aber auch in der kurzen Frist sind Kreuzeffekte nachweisbar<sup>7</sup>. So kann die Hypothese der kurzfristigen Granger-Nichtkausalität zwischen den Steuern auf Benzin und dem Dieselpreis verworfen werden: Die verzögerten Differenzen des Brutto-Dieselpreises sind, gemessen an einem Wald-Test im Vektor-Fehler-Korrekturmodell auf dem 1-Prozent-Niveau, signifikant für die ersten Differenzen der Steuern auf Benzin. Darüber hinaus existieren noch vier weitere Granger-Kausalitätsbeziehungen. Die verzögerten Differenzen der Rohölpreise beeinflussen erwartungsgemäß die Differenzen der Diesel- und Benzinpreise. Außerdem sind die Differenzen der Benzinpreise für die Differenzen der Steuern und Abgaben auf Benzin granger-kausal und die Differenzen der Steuern und Abgaben auf Diesel für die Differenzen der Dieselpreise. Der Preis für Rohöl und auch die Steuern und Abgaben auf Dieselpreis werden dagegen nicht von anderen Preisen granger-kausal beeinflusst. Dass die Preise für verarbeitete Rohölprodukte wie Benzin und Diesel keinen signifikanten Einfluss auf die internationalen Rohölpreise ausüben, entspricht der Vorstellung, die in der internationalen Ökonomie mit der Hypothese eines „kleinen Landes“ beschrieben wird. Dass die Steuern und Abgaben auf Diesel einen granger-kausalen Einfluss auf die Dieselpreise ausüben, weist auf die Bedeutung dieser politischen Variablen hin.

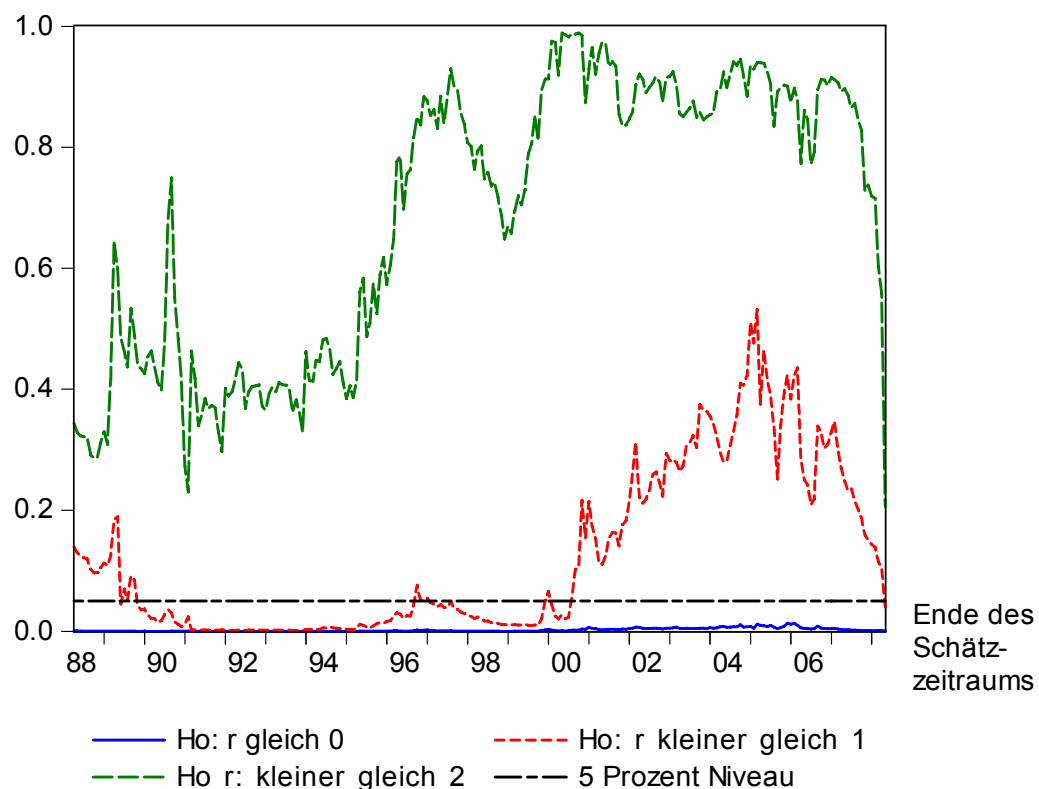
Können Steuern und Abgaben bei der Schätzung der Preisgleichungen für Benzin und Diesel vernachlässigt werden? Die in unserer Untersuchung gefundenen Ergebnisse des Trace-Tests und des Maximum-Eigenwerte-Tests sind in Tabelle A2 dargestellt. Bei gleicher

<sup>6</sup> Die beiden langfristigen Kointegrationsbeziehungen lauten in diesem Fall:  $Benzin = 0.15 + 0.98 * Steuern \& Abgaben + 0.94 * Rohöl + 0.0002 * Trend$  sowie  $Diesel = 0.03 + 1.26 * Steuern \& Abgaben + 1.12 * Rohöl + 0.0003 * Trend$ .

<sup>7</sup> Die Ergebnisse der Tests auf Separation und auf Granger-Kausalität sind auf Wunsch erhältlich.

Spezifikation der deterministischen Komponenten und gleicher Vorgehensweise hinsichtlich der Lagauswahl kann in diesem Fall die Hypothese, dass kein Kointegrationsvektor existiert, nur von dem Trace-Test auf dem 5-Prozent-Niveau verworfen werden, von dem Maximum-Eigenwerte-Test hingegen nicht. Die Hypothese, dass mindestens ein Kointegrationsvektor existiert, wird von beiden Tests nicht verworfen. Eine separate Kalkulation der Benzin- und Dieselpreise ist damit empirisch nicht gerechtfertigt. Dieses Ergebnis wird durch die rekursiven Johansen-Trace-Tests, die in Abbildung 6 dargestellt werden, bestätigt. Aus dem Vergleich mit den Kointegrationstests im 5-dimensionalen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell wird deutlich, dass Steuern eine bedeutende Rolle im langfristigen Gleichgewicht für die Benzin- und Dieselpreise spielen. Das von Bettendorf, van der Geest und Varkevissers (2003) präsentierte ökonomische Modell mit oligopolistischen Marktstrukturen zeigt die Berücksichtigung von Steuern bei der optimalen Angebotspolitik der Mineralölunternehmen. Die von uns vorgelegten empirischen Befunde bestätigen diese Modellaussage.

**Abbildung 6: Rekursiver Johansen-Trace-Test im Modell ohne Steuern, marginale Wahrscheinlichkeit**



*Anmerkungen: Ergebnisse des rekursiven Johansen-Trace-Tests mit Benzinpreis, Dieselpreis sowie Rohölpreis als endogene Variablen, Forward Regressionen mit 1 Lag,  $T \geq 100$  Beobachtungen.*

Obwohl das 5-dimensionale Vektor-Fehler-Korrekturmodell einen besseren Erklärungsgehalt aufweist, wurden zum Vergleich mit Ergebnissen in der Literatur zusätzlich zwei separate

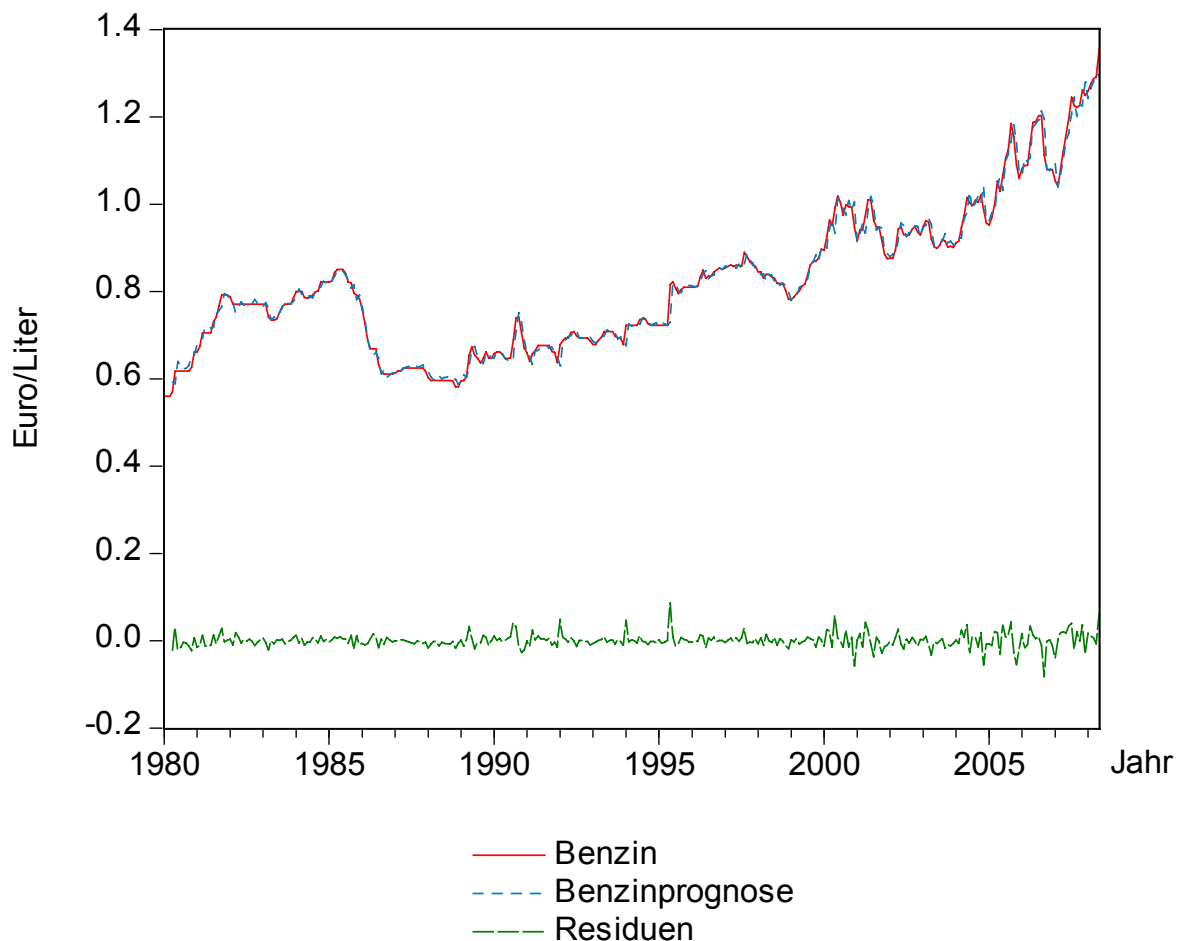




beziehung werden mit einer hohen Geschwindigkeit abgebaut.<sup>10</sup> Sowohl die langfristigen Gleichgewichtsabweichungen als auch die kurzfristigen Veränderungen der Rohölpreise haben einen hoch signifikanten granger-kausalen Einfluss auf den Bruttopreis für Benzin.

Die Ergebnisse der Gleichung für Benzin des Vektor-Fehler-Korrektur-Modells sind in der folgenden Abbildung 7 dargestellt. Hieraus wird die sehr gute Anpassung der mit dem Modell prognostizierten Bruttobenzinpreise (Benzinprognose) an die tatsächliche Preisentwicklung (Benzin) für den Schätzzeitraum deutlich.

**Abbildung 7: Vergleich der geschätzten und beobachteten Benzinpreise**



*Anmerkungen: Ergebnisse der Benzinpreisschätzung (Bruttopreise) mit dem Vektor-Fehler-Korrektur-Modell.*

Zusätzlich wurde die Hypothese überprüft, ob sich die beiden Parameter im Kointegrationsraum, die den Einfluss der Steuern und Abgaben sowie des Rohöls beschreiben, von eins unterscheiden. Die Nullhypothese, dass beide Parameter gleich eins sind und damit ein proportionaler Aufschlag auf die beiden Komponenten der Grenzkosten genommen

<sup>10</sup> Der Ladungskoeffizient  $\delta_1$  vor dem Fehler-Korrektur-Term in der Gleichung für Benzin beträgt -0,30 und wird von der  $t$ -Statistik als hochsignifikant ausgewiesen.



weitergegeben werden, hier ebenfalls überprüft. Die Nullhypothese, dass die Parameter gleich eins sind, kann hochsignifikant verworfen werden. Damit haben wir deutliche Evidenz, dass proportionale Aufschläge auf die Grenzkosten verlangt werden, beispielsweise aufgrund der Berücksichtigung der Mehrwertsteuer in der Preiskalkulation<sup>12</sup>, um Gemeinkosten umzulegen oder als Ausdruck der Marktmacht. Wenn Steuern und Abgaben nicht mehr im Modell berücksichtigt werden, hängt es von der Teststatistik, der Lagspezifikation und den deterministischen Komponenten ab, ob trotzdem eine langfristige Kointegrationsbeziehung gefunden werden kann. Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen Diesel, Steuern und Abgaben sowie Rohöl werden mit einer relativ hohen Geschwindigkeit abgebaut. Allerdings ist diese nicht ganz so hoch wie die Anpassungsgeschwindigkeit der Preise für Benzin.<sup>13</sup>

Aus der Abbildung 8 wird deutlich, dass die Schätzung sehr gut die historische Dieselpreisentwicklung beschreibt. Die Residuen der Schätzung halten sich in engen Grenzen, allerdings nimmt die Volatilität der Residuen in den letzten Jahren etwas zu.

Auch im Fall der Dieselpreise sowie Steuern und Abgaben wurde die Hypothese getestet, dass Österreich keinen langfristigen granger-kausalen Einfluss auf die Preisbildung auf den Rohölmärkten in Rotterdam besitzt. Es zeigt sich, dass die Hypothese mit einem Likelihood-Ratio-Test nicht verworfen werden kann.

Inwieweit erweisen sich die gefundenen Testergebnisse als robust gegenüber einer Variation des Schätzzeitraums? Um dieser Frage nachzugehen, wurde der Schätzzeitraum auf den Zeitraum von August 1990 bis heute begrenzt. Damit wird die Zeit ab dem zweiten Golfkrieg, der mit dem Einmarsch der Irakischen Truppen nach Kuwait im Sommer 1990 begann, betrachtet. Die Kraftstoffpreise weisen in diesem Zeitraum eine ansteigende Tendenz auf. Für die Schätzung stehen 214 Beobachtungen zur Verfügung.

Für das Modell, das den Benzinpreis beschreibt, kann mit dem Johansen-Maximum-Eigenwerte-Test und dem Trace-Test eine auf dem 1-Prozent-Niveau signifikante Kointegrationsbeziehung nachgewiesen werden. Die Parameter des Kointegrationsvektors weisen die gleichen Vorzeichen wie bei der ursprünglichen Schätzung auf. Steueränderungen werden in dem verkürzten Schätzzeitraum zu 102 Prozent weitergegeben und Änderungen der Rohölpreise zu 98 Prozent. Beide Parameter sind nicht signifikant von eins verschieden und unterscheiden sich zusätzlich nicht signifikant von den Schätzergebnissen

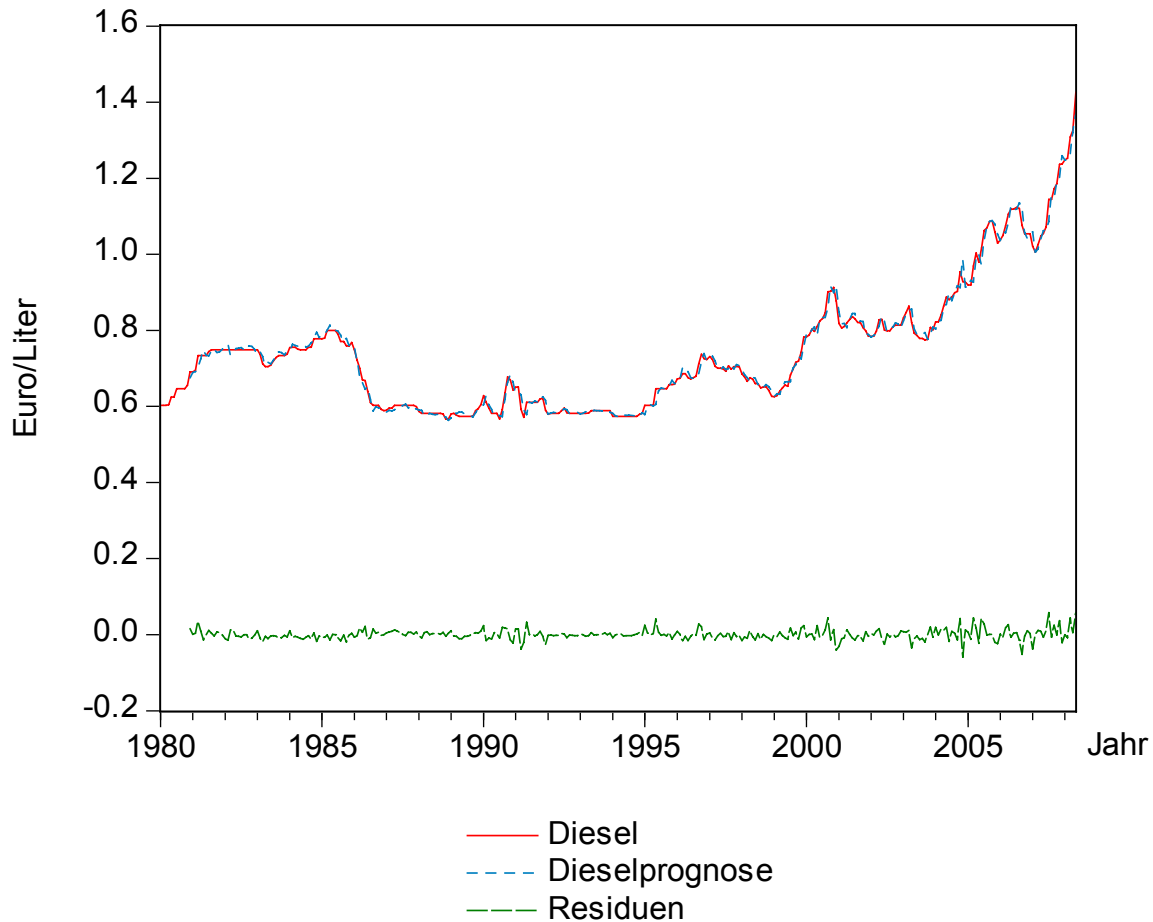
---

<sup>12</sup> Dass die Mehrwertsteuer die Aufschläge auf die Grenzkosten um den Faktor  $(1+\text{Steuersatz})$  erhöht, zeigen Bettendorf, van der Geest und Varkevisser (2003) in einem mikroökonomischen Modell der Mineralölunternehmen. Siehe Bettendorf, van der Geest und Varkevisser (2003), Appendix A, S. 687, Gleichung A.3.

<sup>13</sup> Der Ladungskoeffizient vor dem Fehler-Korrektur-Term in der Gleichung für Diesel beträgt  $-0.25$  und wird von der  $t$ -Statistik als hochsignifikant ausgewiesen.

für den gesamten Untersuchungszeitraum. Der additive Mark-up beträgt in diesem Schätzzeitraum 0,16 und unterscheidet sich damit größtmäßig kaum von der vorhergehenden Schätzung. Der Trendparameter ist vernachlässigbar.

**Abbildung 8: Vergleich der geschätzten und beobachteten Dieselpreise**



*Anmerkungen: Ergebnisse der Dieselpreisschätzung (Bruttopreise) mit dem Vektor-Fehler-Korrektur-Modell.*

Mit dem Modell, das die Dieselpreise beschreibt, kann für den verkürzten Schätzzeitraum ebenfalls hochsignifikant ein Kointegrationsvektor nachgewiesen werden. Die langfristigen Parameter besagen, dass Steueränderungen zu 129 Prozent weitergegeben werden und Änderungen der Rohölpreise zu 118 Prozent. Der additive Mark-up ist in diesem Fall 0,01 Euro und der signifikante Trendparameter beträgt 0,0002. Wie bei der Schätzung für den gesamten Untersuchungszeitraum sind auch hier die Parameter für Rohölpreise und Steuern wieder signifikant von eins verschieden. Die geschätzten langfristigen Kointegrationsparameter für die Zeit nach dem zweiten Golfkrieg unterscheiden sich jedoch nicht signifikant von den langfristigen Parametern der Gesamtperiode.

Für den sehr kurzen Zeitraum Januar 2000 bis Mai 2008 liegen uns zusätzlich die durchschnittlich an den Tankstellen erzielten Preise vor.<sup>14</sup> Über den gesamten Zeitraum liegen die durchschnittlichen Benzinpreise um 5,8 Cent und die durchschnittlichen Dieselpreise um 7,6 Cent unter den Selbstbedienungsnormalpreisen. Die Abweichungen zwischen den tatsächlichen Preisen und den Zielpreisen erwiesen sich über den Zeitraum von 8 Jahren dann als besonders groß, wenn die Zielpreise im betrachteten Monat angehoben wurden.

Mit diesem Datensatz wurden ebenfalls Johansen-Kointegrationstests durchgeführt. Es wurde in Übereinstimmung mit den bisher erzielten Ergebnissen genau ein Kointegrationsvektor gefunden. Die langfristigen Parameter des Fehler-Korrektur-Modells sind für diesen kurzen Schätzzeitraum stark abhängig von der Lagspezifikation. Für das mit dem Schwarz-Kriterium gefundene beste Benzinpreis-Vektor-Fehler-Korrektur-Modell, mit 1 und 9 Lags in ersten Differenzen, ergeben sich folgende Langfristparameter: Rohölpreiserhöhungen werden zu 99 Prozent weitergegeben und Steuer- und Abgabenerhöhungen zu 128 Prozent. Die Hypothese, dass beide Langfristparameter gleich eins sind, kann zumindest auf dem 10-Prozent-Niveau verworfen werden.

Die für die durchschnittlichen Dieselpreise gefundenen Ergebnisse mit dem Vektor-Fehler-Korrekturmodell sprechen für eine überproportionale Weitergabe von Rohölpreisänderungen (120 Prozent) und Steuererhöhungen (121 Prozent), wobei ebenfalls die Spezifikation der deterministischen Komponenten und der Dynamik einen Einfluss auf die Langfristparameter hat. Die Hypothese, dass die Langfristparameter gleich eins sind, kann hier, wie auch schon im Modell für die Selbstbedienungsnormalpreise, hochsignifikant verworfen werden. Die gefundenen Ergebnisse erweisen sich somit als robust.

### **3.2 Nichtlineare Fehler-Korrektur-Modelle**

Um mögliche nichtlineare Strukturen im Vektor-Fehler-Korrektur-Modell bereits beim Test auf Kointegration zu berücksichtigen, wird auf den von Breitung (2002) vorgeschlagenen nichtparametrischen VAR Kointegrationstest zurückgegriffen. Dieser hat den Vorteil, dass die kurzfristige Dynamik des Prozesses nicht spezifiziert werden muss. Der Test ist robust gegenüber verschiedenen nichtlinearen Strukturen. Die Ergebnisse des Breitung-Tests für das 5-dimensionale Vektor-Autoregressive-Modell der Benzin- und Dieselpreise sind in Tabelle A5 dargestellt. Zum Test des Kointegrationsranges wurden kritische Werte für den konkreten Beobachtungsumfang simuliert, basierend auf 10.000 Replikationen.<sup>15</sup> Die Nullhypothese, dass der Kointegrationsrang gleich null ist, kann hochsignifikant verworfen werden. Die Hypothese, dass der Kointegrationsrang kleiner gleich 1 ist, lässt sich dagegen

---

<sup>14</sup> Dieser Datensatz wurde uns ebenfalls freundlicherweise von der OMV zur Verfügung gestellt.

<sup>15</sup> Der von Breitung (2002) vorgeschlagene Test wurde mit EasyReg International durchgeführt.

nicht verwerfen. Damit ist von einem Kointegrationsvektor und vier stochastischen Trends auszugehen. Dieses Ergebnis unterscheidet sich somit von den in Tabelle A1 dargestellten Testergebnissen des Johansen-Verfahrens. Sowohl der Trace-Test als auch der Maximum-Eigenwerte-Test kommen zu dem Ergebnis, dass zwei Kointegrationsvektoren existieren.

Die Vernachlässigung von Steuern auf Benzin und Diesel führt mit dem Breitung-Kointegrationstest zu einem Kointegrationsrang von null. Im 3-dimensionalen VAR-Modell mit Benzinpreisen, Steuern und Abgaben und Rohölpreisen können die beiden Nullhypothesen,  $r = 0$  und  $r \leq 1$ , zumindest auf dem 10-Prozent-Signifikanzniveau verworfen werden. Das VAR-Modell für Dieselpreise, Steuern und Abgaben und Rohölpreise führt, wie auch das Johansen-Verfahren, zu einem Kointegrationsrang von eins. Die Ergebnisse der durchgeführten Breitung-Tests sind in den Tabelle A6 - A8 wiedergegeben.

Die Frage, ob die Benzinpreise asymmetrisch auf Abweichungen vom Gleichgewicht reagieren, wurde mit dem Modell von Granger und Lee (1989) sowie mit dem von Escribano und Pfann (1998) analysiert. Die Nichtberücksichtigung von Asymmetrien kann zu Verzerrungen der geschätzten Parameter führen, wie Holly, Turner und Weeks (2003) zeigen. Allerdings besteht das Problem, wie Cook, Holly und Turner (1999, 2000) anhand von Monte-Carlo-Studien zeigen, dass die Macht der Tests auf Asymmetrie relativ schwach ist, wenn der Beobachtungsumfang klein ist und wenn sich die Asymmetrie-Parameter nicht stark voneinander unterscheiden. Von daher besteht in empirischen Anwendungen eine gewisse Unsicherheit über die Form des richtigen Modells.

Enders und Siklos (2001) präsentieren für einen an Engle und Granger (1987) angelehnten zweistufigen Test mit asymmetrischer Anpassung an Gleichgewichtsfehler kritische Werte zum Test auf Kointegration für das Granger-Lee-Modell sowie das Escribano-Pfann-Modell und zeigen, dass beim Vorliegen von Asymmetrie deren Berücksichtigung im Fehler-Korrektur-Modell eine höhere Power resultiert als der (früher) übliche zweistufige Test von Engle und Granger (1987). Nur wenn die asymmetrischen Anpassungsparameter sehr eng beieinander liegen, weist der Engle-Granger-Test, der eine symmetrische Anpassung unterstellt, eine höhere Power auf.

Das nichtlineare Einzelgleichungs-Fehler-Korrektur-Modell von Granger und Lee (1989) lässt sich wie folgt darstellen:

$$\Delta Y_t = \alpha^+ (Y - \beta X)_{t-1} \mathbf{I}^+ + \alpha^- (Y - \beta X)_{t-1} \mathbf{I}^- + \gamma \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

mit  $\mathbf{I}^+ = 1$ , falls  $(Y - \beta X)_{t-1} > 0$  und sonst null

und  $\mathbf{I}^- = 1$ , falls  $(Y - \beta X)_{t-1} < 0$  und sonst null.

Damit eine Kointegrationsbeziehung vorliegt, müssen die  $\alpha$ -Parameter folgende notwendigen und hinreichenden Bedingungen erfüllen (Enders und Siklos, 2001):  $\alpha^+ < 0$ ,  $\alpha^- < 0$  und  $(1+\alpha^+)(1+\alpha^-) < 1$ .

Das nichtlineare Fehler-Korrektur-Modell von Escribano und Pfann (1998) unterscheidet sich von dem Granger-Lee-Vorschlag durch die Definition der Heaviside-Indikatorfunktion  $I$ :

$$\Delta Y_t = \alpha^{\Delta+} (Y - \beta X)_{t-1} I^{\Delta+} + \alpha^{\Delta-} (Y - \beta X)_{t-1} I^{\Delta-} + \gamma \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

mit  $I^{\Delta+} = 1$ , falls  $\Delta(Y - \beta X)_{t-1} > 0$  und sonst null

und  $I^{\Delta-} = 1$ , falls  $\Delta(Y - \beta X)_{t-1} < 0$  und sonst null.

Endres und Siklos (2001) nennen dieses Modell Momentum-Threshold-Autoregressiv-Modell (M-TAR), da die Anpassungsgeschwindigkeit von der Änderungsrichtung des Gleichgewichtsfehlers abhängt. Wenn  $|\alpha^{\Delta+}| > |\alpha^{\Delta-}|$  werden im Vergleich zur Vorperiode zunehmende Gleichgewichtsfehler schneller angepasst als abnehmende Gleichgewichtsfehler.

In der vorliegenden Untersuchung wurden die beiden Asymmetrie-Hypothesen in einem nichtlinearen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell untersucht, wobei ein zweistufiges Vorgehen gewählt wurde.<sup>16</sup> Versuche, ein asymmetrisches Vektor-Fehler-Korrektur-Modell simultan zu schätzen, führen im vorliegenden Datensatz stets zu Konvergenzproblemen bei der Schätzung. Daher wurde auf der ersten Stufe der langfristige Parametervektor  $\beta$  mit dem linearen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell im Johansen-Verfahren geschätzt, um dann auf der zweiten Stufe mit Hilfe einer Systemschätzung unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten zuzulassen, je nachdem, ob die Abweichungen der Benzinpreise vom langfristigen Gleichgewicht ein positives oder ein negatives Vorzeichen aufweisen. Die Gleichgewichtsabweichungen werden in Abbildung 9 wiedergegeben.

Die Ergebnisse der Schätzung des Modells von Granger und Lee (1989) lauten wie folgt:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Benzin}_t = & -0.334 (\text{ecm}_{t-1}) I^+ - 0.277 (\text{ecm}_{t-1}) I^- \\ & (-4.001) \quad (-3.759) \\ & + \text{lags}(\Delta \text{Benzin}_t, \Delta \text{Rohöl}_t, \Delta \text{Steuern \& Abgaben}_t) + c \\ & \text{Adj. R}^2: 0.268 \end{aligned}$$

<sup>16</sup> Das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005) verwendet hingegen ein Ein-Gleichungsmodell mit verzögerten ersten Differenzen, ohne die Beziehung in den Niveaus zu berücksichtigen. Die Signifikanz von Asymmetrien kann dort nicht nachgewiesen werden. Die Bundeswettbewerbsbehörde der Republik Österreich (2008) nimmt neben Asymmetrien auf langfristige Gleichgewichtsabweichungen eine zusätzliche asymmetrische kurzfristige Dynamik an, auf die wir verzichten, um in der Modellklasse der nichtlinearen Fehler-Korrektur-Modelle von Saikkonen (2005) und Escribano und Mira (2002) zu bleiben.



$$\Delta \text{Steuern \& Abgaben}_t = -0.076(\text{ecm}_{t-1}) + \text{lags}(\Delta \text{Benzin}_t, \Delta \text{Rohöl}_t, \Delta \text{Steuern \& Abgaben}_t) + c$$

(-3.675)

Adj. R2: 0.06

$$\Delta \text{Rohöl}_t = -0.069(\text{ecm}_{t-1}) + \text{lags}(\Delta \text{Benzin}_t, \Delta \text{Rohöl}_t, \Delta \text{Steuern \& Abgaben}_t) + c$$

(-1.760)

Adj. R2: 0.05

mit

$$\text{ecm} = \text{Benzin} - 0.165 - 0.917 * \text{Steuern \& Abgaben} - 0.942 * \text{Rohöl} - 0.0003 * \text{Trend}$$

$$I^+ = 1, \text{ falls } \text{ecm}_{t-1} > 0 \text{ und null sonst,}$$

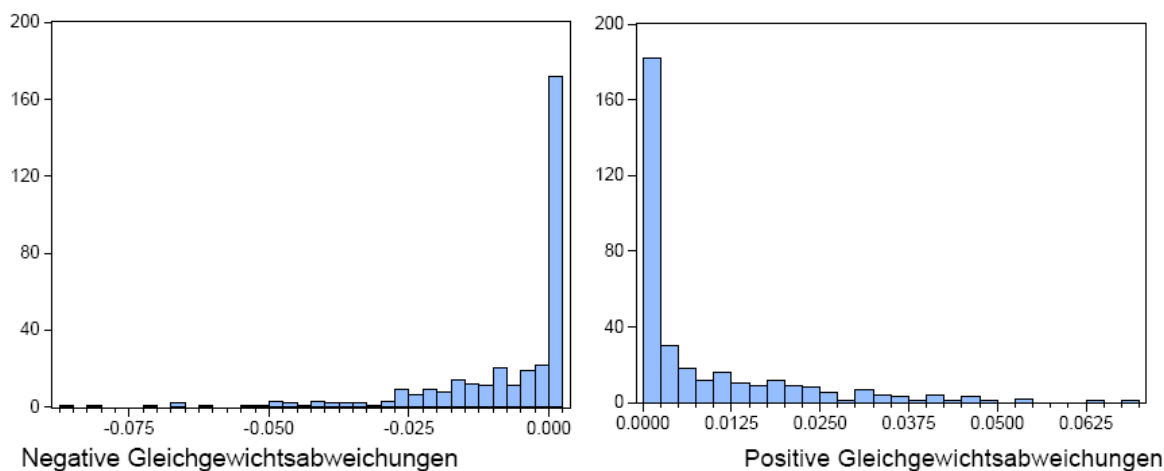
$$I^- = 1, \text{ falls } \text{ecm}_{t-1} < 0 \text{ und null sonst,}$$

Anzahl der Beobachtungen (balanced) 1014 und Determinante der Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen 8.64E-13.

Die Anpassungsparameter erfüllen im konkreten Fall die gewünschte Bedingungen  $\alpha^+ < 0$ ,  $\alpha^- < 0$  und  $(1+\alpha^+)(1+\alpha^-) < 1$ . Wenn die von Endres und Siklos (2001) für eine asymmetrische Version des Engle-Granger-Kointegrationstests vorgeschlagene  $t$ -Max-Statistik für den maximalen  $t_{\alpha^-}$ -Wert (-3,759) herangezogen wird, kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration hochsignifikant verworfen werden.

Der Vergleich der Anpassungskoeffizienten, die die Reaktion auf Gleichgewichtsstörungen beschreiben, zeigt folgendes Bild: Sind die Benzinpreise höher als das langfristige Gleichgewicht, werden sie schneller angepasst als wenn sie unterhalb des langfristigen Gleichgewichts liegen. Damit werden konträr zur populären Vorstellung der Wettbewerbskommission (2008) Rohölpreissenkungen *schneller* weitergegeben als Erhöhungen. Dies spricht für die polit-ökonomische Hypothese. Diese wird von Wlazlowski et al. (2009) für verschiedene Mineralölprodukte auf dem europäischen Markt unterstützt. Die von uns gefundenen Anpassungskoeffizienten sind 0,33 bei positiven Gleichgewichtsabweichungen und 0,28 bei negativen Abweichungen. Beide Koeffizienten sind signifikant von null verschieden. Allerdings ist der Unterschied in den Anpassungsgeschwindigkeiten zahlenmäßig gering und erweist sich mit Hilfe eines Wald-Tests mit einem Wert von 0,208 als statistisch nicht signifikant voneinander verschieden. Daher wurde dieses Modell nicht weiter verfolgt.

**Abbildung 9: Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht der Benzinpreise**



Zur Schätzung des Modells von Escribano und Pfann (1998) wurde ebenfalls das oben beschriebene zweistufige Vorgehen gewählt.<sup>17</sup> Die asymmetrischen Anpassungskoeffizienten in diesem nichtlinearen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell lauten  $\alpha^{\Delta+} = -0,333$  (-5,030) und  $\alpha^{\Delta-} = -0,278$  (-4,608), wobei die *t*-Statistik-Werte in Klammern angegeben werden. Beide Parameter sind hoch signifikant von null verschieden. Der *t*-Max-Test von Endres und Siklos (2001) führt wiederum zum Verwerfen der Null-Hypothese der Nicht-Kointegration. Zunehmende Gleichgewichtsabweichungen ( $\Delta ec m_{t-1} > 0$ ) werden schneller angepasst als abnehmende Gleichgewichtsabweichungen. Die gefundenen Asymmetrieparameter sind allerdings von der Größenordnung her recht ähnlich. Die Hypothese, dass beide Koeffizienten gleich sind,  $H_0: \alpha^{\Delta+} - \alpha^{\Delta-} = 0$ , kann mit dem Wald-Test auf keinem üblichen Signifikanzniveau verworfen werden. Damit finden wir auch in diesem asymmetrischen Fehler-Korrektur-Modell keine statistische gesicherte Evidenz für Asymmetrie.

Für die Mineralölpreise in Deutschland und der Schweiz kommt Kirchgässner (1988) für den Schätzzeitraum 1980 bis 1986 zu einem ähnlichen Ergebnis. Die Hypothese symmetrischer Anpassungsgeschwindigkeiten kann Kirchgässner (1988) weder für die ersten Differenzen der verzögerten endogenen und exogenen Variablen im Fehler-Korrektur-Modell noch in einem Modell in ersten Differenzen verwerfen. Bachmeier und Griffin (2003) setzen sich mit der Arbeit von Borenstein, Cameron und Gilbert (1997) auseinander und zeigen, dass selbst bei täglichen Beobachtungen von Großhandelspreisen der Nachweis von asymmetrischen Anpassungsreaktionen nicht möglich ist. Die von Bettendorf, van der Geest und Varkevissers (2003) gefundenen Asymmetrien in den Preisanpassungen für den niederländischen Benzinmarkt sind nur sehr kurzfristiger Natur und von der Größenordnung her eher ver-

<sup>17</sup> Die detaillierten Ergebnisse sind auf Wunsch erhältlich.

nachlässigbar. Das benutzte Modell beruht allerdings nicht auf der für nichtlineare Fehler-Korrektur-Modelle üblichen Spezifikation, die (nur) die Anpassung an Gleichgewichtsfehler durch eine nichtlineare Funktion beschreibt. Hierzu sei auf die Arbeiten von Granger und Lee (1989) und Granger (1994) verwiesen sowie auf Escribano und Mira (2002) und Saikkonen (2005), die diese Spezifikation zur Herleitung des Granger-Repräsentationstheorems im nichtlinearen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell verwenden.

Auch im Fall der Dieselpreise wurde mit einem nichtlinearen Vektor-Fehler-Korrektur-Modell in einem zweistufigen Schätzverfahren untersucht, ob asymmetrische Anpassungsreaktionen der Dieselpreise auf Gleichgewichtsabweichungen zu beobachten sind. Dieselpreise, die aufgrund von Steuersenkungen oder Rohölpreissenkungen über dem Gleichgewicht liegen, werden demnach langsamer angepasst als Dieselpreise, die unterhalb des Gleichgewichts liegen. Die einzelnen Ergebnisse lauten:

$$\Delta Diesel_t = -0.234 (ecm_{t-1}) I^+ - 0.299 (ecm_{t-1}) I^- + lags(\Delta Diesel_t, \Delta Rohöl_t, \Delta Steuern \& Abgaben_t) + c$$

(-3.936)                      (-3.679)

Adj. R<sup>2</sup>: 0.299

$$\Delta Steuern \& Abgaben_t = -0.049 (ecm_{t-1}) + lags(\Delta Rohöl_t, \Delta Steuern \& Abgaben_t) + c$$

(-0.503)

Adj. R<sup>2</sup>: 0.098

$$\Delta Rohöl_t = -0.030 (ecm_{t-1}) + lags(\Delta Rohöl_t, \Delta Steuern \& Abgaben_t) + c$$

(-0.733)

Adj. R<sup>2</sup>: 0.071

mit

$$ecm = Diesel - 0.004 - 1.254 * Steuern \& Abgaben - 1.131 * Rohöl - 0.0003 * Trend$$

$$I^+ = 1, \text{ falls } ecm_{t-1} > 0 \text{ und null sonst,}$$

$$I^- = 1, \text{ falls } ecm_{t-1} < 0 \text{ und null sonst,}$$

Anzahl der Beobachtungen (balanced) 990 und Determinante der Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen 3.19E-13.

Die notwendigen und hinreichenden Bedingungen an die asymmetrischen Anpassungsparameter sind für dieses Modell wieder erfüllt. Die *t*-Max-Statistik für den maximalen *t<sub>α</sub>*-Wert (-3.679) verwirft die Nullhypothese der Nicht-Kointegration ebenfalls hochsignifikant. Die Anpassungskoeffizienten sind -0,23 bei positiven Gleichgewichtsabweichungen und -0,30 bei negativen Abweichungen. Rohölpreissenkungen werden

*langsamer* an die Dieselpreise weitergegeben als Erhöhungen. Dies spricht für die populäre Hypothese. Mit Hilfe eines Wald-Tests zeigen sich auch hier die gefundenen Asymmetrien als nicht signifikant voneinander verschieden. Die Wald-Statistik lautet in diesem Fall 0,348.

Die Schätzung des asymmetrischen Vektor-Fehler-Korrekturmodells mit der von Escribano und Pfann (1998) vorgeschlagenen Anpassungsdynamik führt zu folgenden asymmetrischen Anpassungskoeffizienten  $\alpha^{\Delta+} = -0,259$  (-4,362) und  $\alpha^{\Delta-} = -0,264$  (-4,696), wobei die *t*-Statistik-Werte in Klammern angegeben werden. Beide Parameter sind wiederum hoch signifikant von null verschieden und der *t*-Max-Test von Endres und Siklos (2001) führt ebenfalls zum Verwerfen der Null-Hypothese der Nicht-Kointegration. Die gefundenen Asymmetrieparameter sind allerdings auch hier von der Größenordnung sehr ähnlich, sodass der Wald-Test, mit der Null-Hypothese, dass beide Parameter gleich sind, wieder auf keinem üblichen Signifikanzniveau verworfen werden kann.

#### **4 Schlussfolgerungen**

In der vorliegenden Untersuchung wurden die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen österreichischen Kraftstoffpreisen, Steuern und internationalen Rohölpreisen über einen Zeitraum von 28 Jahren empirisch untersucht. Hierzu wurden neben dem Johansen-Verfahren der kürzlich von Breitung (2002) vorgeschlagene nichtparametrische VAR-Kointegrationstest herangezogen, der gute Robustheitseigenschaften gegenüber nichtlinearen Strukturen aufweist. Zusätzlich wurden für zwei hinsichtlich der asymmetrischen Anpassungsdynamik unterschiedlich definierte nichtlineare Vektor-Fehler-Korrektur-Modelle der von Enders und Siklos (2001) propagierte Kointegrationstest herangezogen. Alle verwendeten Kointegrationstests sprechen für das Vorliegen von langfristigen Kointegrationsbeziehungen zwischen Treibstoffpreisen, Steuern und Abgaben und Rohölpreisen.

Wie zu erwarten ist, haben die österreichischen Benzin- und Dieselpreise und die darauf liegenden Abgaben und Steuern keinen signifikanten lang- oder kurzfristigen Einfluss auf den internationalen Rohölpreis in Rotterdam. Hingegen kann gezeigt werden, dass sowohl Preisänderungen am Rotterdamer Markt als auch Änderungen der Steuer- und Abgabensätze überproportional an die Verbraucher von Dieselpreis weitergegeben werden. Die gefundenen Ergebnisse sind weitgehend robust gegenüber Variationen des Schätzzeitraums. Im Gegensatz hierzu werden Benzinpreise im langfristigen Gleichgewicht nahezu proportional an die Veränderung der Kostenkomponenten angepasst. Steuern und Abgaben auf Diesel oder Benzin sind nicht nur von der Größenordnung nicht zu vernachlässigen. Sie erweisen sich auch als eine notwendige Variable für die Existenz der

langfristigen Kointegrationsbeziehungen zwischen den Benzin- beziehungsweise Dieselpreisen und den internationalen Rohölpreisen.

Ob Kraftstoffpreise asymmetrisch auf Gleichgewichtsänderungen reagieren, wurde mit verschiedenen Modellspezifikationen untersucht. Diese Fragestellung wurde kürzlich von der Bundeswettbewerbsbehörde der Republik Österreich (2008) unter einem gewissen Echo in den Medien diskutiert. Dort konnten für einen vierjährigen Untersuchungszeitraum mit täglichen Beobachtungen keine signifikanten asymmetrischen Anpassungen an langfristige Gleichgewichtsabweichungen festgestellt werden. Wlazlowski et. al. (2009) finden für den österreichischen Benzin- und Dieselmärkte ebenfalls keine signifikanten Asymmetrien, sondern nur für schweres Heizöl mit geringem Schwefelgehalt. Unsere Ergebnisse stehen daher im Einklang mit den bisherigen Ergebnissen. Die in der von uns durchgeführten Untersuchung gefundenen Asymmetrien für Benzin sprechen für die polit-ökonomische Hypothese von Kirchgässner und Kübler (1992), im Fall von Diesel, für das europaweit eine Überschussnachfrage besteht, hingegen für die populäre Hypothese. Alle festgestellten Asymmetrien sind jedoch vom Ausmaß nur gering und die betreffenden Anpassungsparameter unterscheiden sich nicht signifikant voneinander.

Inwieweit sich die Nichtnachweisbarkeit von Asymmetrien bei einer täglichen oder wöchentlichen Frequenz der Daten über einen längeren Untersuchungszeitraum bestätigen lässt, soll in einer künftigen Untersuchung geprüft werden.

## **Danksagung**

Teile der Arbeit sind im Rahmen eines Projektes für die Österreichische Bundesbahn entstanden. Für Diskussionen und finanzielle Unterstützung danke ich dem IHS Wien und der ÖBB-Infrastruktur Bau AG.

## **Literatur**

- Bachmeier, L. J. und Griffin, J. M. (2003), New evidence on asymmetric gasoline prices responses, *Review of Economics and Statistics* 85, 772-776.
- Bacon, R. W. (1991), Rockets and Feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes, *Energy Economics* 13, 211–18.
- Bénabou R. und Gertner, R. (1993), Searching with Learning from Prices: Does Increasing Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups? *Review of Economic Studies* 60, 69-93.
- Bettendorf, L., van der Geest, S. A. und Varkevissers, M. (2003), Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market, *Energy Economics* 25, 669-689.
- Borenstein, S. A., Cameron, C. und Gilbert, R. (1997), Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices?, *Quarterly Journal of Economics* 112, 305–339.
- Borenstein, S. A., Shepard, A. (2002), Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets, *RAND Journal of Economics* 33, 116-139.

- Breitung, J. (2002), Nonparametric tests for unit roots and cointegration, *Journal of Econometrics* 108, 343-363.
- Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (2005), *Der österreichische Kraftstoffmarkt 2004*, Schlussbericht, PVM Oil Associated, Wien.
- Bundeswettbewerbsbehörde der Republik Österreich (2008), *Untersuchung spezifischer Problemstellungen der Märkte für Mineralölprodukte*, 1. Zwischenbericht, 11. Juli 2008, Wien.
- Cook, S., Holly, S. und Turner, P. (1999), The power of tests for non-linearity: the case of Granger-Lee asymmetry, *Economic Letters* 62, 155-159.
- Cook, S., Holly, S. und Turner, P. (2000), The Power of Tests for Non-Linearity: The Escribano–Pfann Model, *Computational Economics* 15, 223–226,
- Escribano, A. und Pfann, G. (1998), Nonlinear error correction, asymmetric adjustment and cointegration, *Economic Modelling* 15, 196-216
- Enders, W. und Siklos, P. L. (2001), Cointegration and threshold adjustment, *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 166-176.
- Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55, 251-276.
- Frey, G. und Manera, M. (2007), Econometric Models of Asymmetric Price Transmission, *Journal of Economic Surveys* 21, 349-415.
- Escribano, A. und Mira, S. (2002), Nonlinear error correction models, *Journal of Time Series Analysis* 23, 509-522.
- Granger, C.W.J. (1994), Some comments on empirical investigations involving cointegration, *Econometric Reviews* 13, 345-350.
- Granger, C.W.J. und Lee, T. H. (1989), Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models, *Journal of Applied Econometrics* 4, 145-159.
- Granger, C.W.J. und Lin, J. L. (1995), Causality in the Long Run, *Econometric Theory* 11, 530-548.
- Holly, S., Turner, P. und Weeks, M. (2003), Asymmetric adjustment and bias in estimation of an equilibrium relationship from a cointegration regression, *Computational Economics* 21, 195-202.
- IEA (2008), *IEA Oil Market Report*, 10. September 2008, [www.oilmarketreport.org](http://www.oilmarketreport.org).
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector-Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. und Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Johansen, S. und Juselius, K. (1992), Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics* 53, 211-244.
- Karrenbrock, J. (1991), The behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 73, 19-29.
- 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. und 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., und Weber, R. (1994), Rotterdamer Preise und Steuern als hauptsächliche Bestimmungsfaktoren der deutschen Mineralölpreise: Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland von 1980 bis 1990, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 114, 379-404.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin, Heidelberg, New York.
- MacKinnon, J.G., Haug, A. und Michelis, L. (1999), Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics* 14, 563-577.
- Monopolies and Mergers Commission (1990), *The Supply of Petrol*, HMSO, London, 1990.
- OMV (2009), Raffinerien, Factsheet Juli 2009.
- Peltzman, S. (2000), Prices rise faster than they fall, *Journal of Political Economy* 108, 466–502.
- Saikkonen, P. (2005), Stability results for nonlinear error correction models, *Journal of Econometrics* 127, 69-81.
- Stackelberg, H. von (1932), *Grundlagen der reinen Kostentheorie*, Wien.
- Wettbewerbskommission (2008), *Gutachten der Wettbewerbskommission gemäß § 16 Abs. 1 Wettbewerbsgesetz an den Bundesminister für Wirtschaft und Arbeit*, Wien.
- Wlazlowski, S., Giulietti, M., Binner, J. und Milas, C. (2009), Price dynamics in European petroleum markets, *Energy Economics* 31, 99-108.

## Anhang

**Tabelle A1:**

**Ergebnisse des Johansen  $\lambda$ -max und Trace-Tests für Benzinpreise, Steuern und Abgaben für Benzin, Dieselpreise, Steuern und Abgaben für Diesel sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Eigenwerte</b>	<b>Trace Statistik</b>	<b><math>\lambda</math>-max Statistik</b>
r=0	0.163821	138.5648***	59.04098***
r≤1	0.127476	79.52378***	45.00066***
r≤2	0.061309	34.52313	20.87857
r≤3	0.024372	13.64455	8.142272
r≤4	0.016535	5.502281	5.502281

\*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 1-Prozent-Niveau mit den kritischen Werten von MacKinnon-Haug-Michelis (1999) verworfen werden kann.

**Tabelle A2:**

**Ergebnisse des Johansen  $\lambda$ -max und Trace-Tests für Benzinpreise, Dieselpreise, sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Eigenwerte</b>	<b>Trace Statistik</b>	<b><math>\lambda</math>-max Statistik</b>
r=0	0.068245	47.20412**	23.25557
r≤1	0.047988	23.94855	16.17950
r≤2	0.023337	7.769047	7.769047

\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 5-Prozent-Niveau mit den kritischen Werten von MacKinnon-Haug-Michelis (1999) verworfen werden kann.

**Tabelle A3:**

**Ergebnisse des Johansen  $\lambda$ -max und Trace-Tests für Benzinpreise, Steuern und Abgaben und Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Eigenwerte</b>	<b>Trace Statistik</b>	<b><math>\lambda</math>-max Statistik</b>
r=0	0.136923	59.03581***	49.77078***
r≤1	0.016814	9.265027	5.731359
r≤2	0.010400	3.533668	3.533668

\*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 1-Prozent-Niveau mit den kritischen Werten von MacKinnon-Haug-Michelis (1999) verworfen werden kann.



**Tabelle A4:****Ergebnisse des Johansen  $\lambda$ -max und trace-Tests für Dieselpreise, Steuern und Abgaben und Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Eigenwerte</b>	<b>Trace Statistik</b>	<b><math>\lambda</math>-max Statistik</b>
r=0	0.143814	72.46485***	51.23840***
r≤1	0.045682	21.22645	15.43031
r≤2	0.017411	5.79614	5.796148

\*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 1-Prozent-Niveau mit den kritischen Werten von MacKinnon-Haug-Michelis (1999) verworfen werden kann.

**Tabelle A5:****Ergebnisse des Breitung-Tests für Benzinpreise, Steuern und Abgaben für Benzin, Dieselpreise, Steuern und Abgaben für Diesel sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Verallgemeinerte Eigenwerte</b>	<b>Test-Statistik</b>
r=0	0.0004147308	4433.70***
r≤1	0.0008223945	1616.46
r≤2	0.0034099126	540.36
r≤3	0.0092543097	143.85
r≤4	0.0242278496	48.23

VAR-Modell mit Drift.

\*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 1-Prozent-Niveau, basierend auf hierfür simulierten kritischen Werten mit 10 000 Replikationen, verworfen werden kann.

**Tabelle A6:****Ergebnisse des Breitung-Tests für Benzinpreise, Dieselpreise sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Verallgemeinerte Eigenwerte</b>	<b>Test-Statistik</b>
r=0	0.0004212052	991.52
r≤1	0.0017688665	254.66
r≤2	0.0063368459	48.98

VAR-Modell mit Drift.

Die Nullhypothese, dass zumindest ein Kointegrationsvektor existiert, kann nicht verworfen werden. Simulierte kritische Werte mit 10 000 Replikationen.

**Tabelle A7:****Ergebnisse des Breitung-Tests für Benzinpreise, Steuern und Abgaben für Benzin sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Verallgemeinerte Eigenwerte</b>	<b>Test-Statistik</b>
r=0	0.0004147308	1025.90*
r≤1	0.000947214	161.78*
r≤2	0.007431312	51.64

VAR-Modell mit Drift.

\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 10-Prozent-Niveau, basierend auf hierfür simulierten kritischen Werten mit 10 000 Replikationen, verworfen werden kann.

**Tabelle A8:****Ergebnisse des Breitung-Tests für Dieselpreise, Steuern und Abgaben für Diesel sowie Rohölpreise**

Schätzzeitraum Januar 1980 bis Mai 2008

<b>H<sub>0</sub>:</b>	<b>Verallgemeinerte Eigenwerte</b>	<b>Test-Statistik</b>
r=0	0.0004336521	1788.17***
r≤1	0.0031926759	421.67
r≤2	0.0117516969	50.43

VAR-Modell mit Drift.

\*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese auf dem 1-Prozent-Niveau, basierend auf hierfür simulierten kritischen Werten mit 10 000 Replikationen, verworfen werden kann.