



REPUBLIK ÖSTERREICH
BUNDESWETTBEWERBSBEHÖRDE

**Untersuchung
spezifischer Problemstellungen der
Märkte für Mineralölprodukte**

1. Zwischenbericht

11. Juli 2008

Bearbeiter: Stephan Sharma
Rainer Kaltenbrunner

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Einleitung	2
Wie folgen Österreichs Tankstellenpreisen den Auf- und Abschwüngen der Rotterdamer Produktnotierungen?	4
1. Fragestellung	4
2. Daten	5
3. Methode	6
4. Empirische Analyse	7
5. Zusammenfassung der Ergebnisse	20
Kann das Ausmaß der Preisveränderungen als Indiz für Kollusion am österreichischen Tankstellenmarkt dienen?	22
1. Fragestellung	22
2. Daten	22
3. Methode und empirische Analyse	23
4. Zusammenfassung der Ergebnisse	27
Literaturverzeichnis	28

Anhänge

A 1: Anzahl der erfassten Tankstellen in Rel. zu den Tankstellen gem. Statistik der WKÖ

A 2: Tabelle 1: Österreichisches „Major“ Dieselpreismodell

A 3: Tabelle 22: Österreichisches „Major“ Superpreismodell

A 4: Tabelle 33: Österreichisches „Diskonter“ Dieselpreismodell

A 5: Tabelle 4: Österreichisches „Diskonter“ Superpreismodell

B 1: Europäische Super 95 - Bruttopreise

B 2: Europäische Diesel-Bruttopreise

B 3: Europäische Super 95 - Nettopreise

B 4: Europäische Diesel-Nettopreise

Einleitung

Hinsichtlich der zu wählenden Vorgangsweise bei der Analyse der Kraftstoffmärkte hatte die Bundeswettbewerbsbehörde bestimmten Rahmenbedingungen Rechnung zu tragen:

1. Das Kartellgericht hatte bereits vor Gründung der BWB (1.7.2002) ab 2000 den österreichischen Treibstoffmarkt in einem Verfahren ex officio untersucht (29 Kt 571-574, 576/2000), ohne zu abschließenden Ergebnissen zu gelangen. Mit Beschluss vom 25.6.2003 wurde das Verfahren von Amts wegen nicht fortgesetzt.
2. Bereits 2004 war die BWB dem Verdacht auf ein Verhaltenskartell nachgegangen, konnte aber zu keinen gerichtsverwertbaren Nachweisen gelangen („Zusammenfassung der bisherigen Ergebnisse der Untersuchungen bezüglich des österreichischen Tankstellenmarktes“, 6. Okt. 2004; http://www.bwb.gv.at/BWB/Aktuell/-Archiv2004/tankstellenmarkt_iii.htm)
3. Ein Analyseprogramm muss sich an den begrenzten Ressourcen der Bundeswettbewerbsbehörde orientieren.
4. Doppelgleisigkeiten sind zu vermeiden:
 - a) Die Europäische Kommission (Generaldirektion Wettbewerb) untersucht im Zuge der Prüfung des Zusammenschlussantrages OMV/MOL auch die Struktur des österreichischen Treibstoffmarktes, wobei insbesondere Erkenntnisse hinsichtlich vorgelagerter Märkte („ex refinery“ und (eigentlicher) Großhandelsmarkt) von Bedeutung sein können. Mit einem Abschluss des Verfahrens ist Mitte September zu rechnen.
 - b) Im Auftrag des Herrn Bundesministers für Wirtschaft und Arbeit untersucht die Wettbewerbskommission, ein der BWB zugeordnetes beratendes Organ, die Ursachen des Anstiegs der Inflationsrate. Studien des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung (Wifo) und des Instituts für Höhere Studien (IHS) arbeiten ihr zu. Der Bericht wird fast zeitgleich mit dem vorliegenden 1. Zwischenbericht der Öffentlichkeit vorgestellt werden.

Die Bundeswettbewerbsbehörde nahm sich daher zur potentiellen wettbewerblichen Dimension des Anstiegs der Treibstoffpreise ein klar definiertes Arbeitsprogramm vor: Die Bundeswettbewerbsbehörde ist bestrebt, konkrete Detailfragen aufzugreifen, die empirisch bearbeitbar sind, und auf diese Fragen empirisch belegte Antworten zu finden. Intensive und fruchtbringende Gespräche mit den Autofahrerverbänden ermöglichten es,

insbesondere den von den Interessenverbänden gesehenen bzw. wiederholt in der Presse artikulierten Problempunkten Rechnung zu tragen.

Als hauptsächliche Datenbasis, die es aufzuarbeiten gilt, dienen vorrangig die täglichen Preise an mehr als 1200 österreichischen Tankstellen über den Zeitraum 2003 bis Anfang 2008 - zur Verfügung gestellt von den Autofahrerverbänden. Zusammen mit den zu vergleichenden Zeitreihen für die internationale Preisentwicklung (Platts-Notierungen; Rotterdam) ergibt dies mehr als 10 Millionen Datenpunkte.

Um dieses Arbeitsprogramm leistbar zu machen, wurde es in zwei Arbeitspakete strukturiert:

Das erste konzentriert sich auf die zeitliche Abfolge und Beziehung zwischen den Preisen an den österreichischen Tankstellen und den Preisen auf der Rotterdamer Produktenbörse. Dabei geht es um Antworten auf Fragen, die in der öffentlichen Diskussion häufig gestellt wurden, wie etwa: Folgen die österreichischen Preise der internationalen Entwicklung in der Aufwärtsentwicklung stärker und schneller als beim Hinab? Darüber sind auch die Bedeutung dieser Produktenbörse für Österreich, die rechtliche Stellung der Tankstellen sowie mögliche Schlüsse aus der Preisvarianz auf das Marktverhalten Gegenstand dieses Arbeitspakets.

Das zweite Arbeitspaket nimmt sich als Schwerpunkt die regionale Preisstruktur vor. Dabei geht es insbesondere darum, die sogenannten Preistrichter zu analysieren. Preistrichter bilden und entwickeln sich um vergleichsweise billige Tankstellen. Wie die übrigen, insbesondere die Markentankstellen reagieren und diese Trichter beeinflussen, ist von erheblicher Bedeutung für den Wettbewerb.

Der vorliegende 1. Zwischenbericht deckt die zwei empirisch aufwendigsten Fragestellungen aus dem ersten Arbeitspaket ab: In welchem zeitlichen Abstand Österreichs Tankstellenpreise den Auf- und Abschwüngen der Rotterdamer Produktnotierungen folgen und ob das Ausmaß der Preisveränderungen als Indiz für Kollusion am österreichischen Tankstellenmarkt herangezogen werden kann.

Wie folgen Österreichs Tankstellenpreise den Auf- und Abschwüngen der Rotterdamer Produktnotierungen?

1. Fragestellung

Ist die Preisrelation zwischen den österreichischen Tankstellenpreisen und den Rotterdamer Produktpreisen symmetrisch bzw. wie sieht die mögliche asymmetrische Beziehung aus?

Diese Fragestellung wurde nicht nur vielfach in der öffentlichen Debatte aufgeworfen, sondern war auch Gegenstand wissenschaftlicher Analysen:

2005 wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit der österreichische Kraftstoffmarkt einer wissenschaftlichen Untersuchung unterzogen (PVM Oil Associates 2005). Im deren Rahmen wurde auch ein ökonometrischer Test bezüglich einer eventuellen Preisänderungsasymmetrie zwischen den Rotterdamer Produktnotierungen und den (wöchentlichen) österreichischen Netto-Tankstellenpreisen durchgeführt. Dabei wurde hinsichtlich der Dieselnettopreise festgestellt, dass „Preissenkungen ... unmittelbar und ohne zeitliche Verzögerungen weitergegeben werden, während der erste Preisanpassungsschritt bei Preissteigerungen üblicherweise erst mit 1-wöchentlicher Verspätung begonnen wird.“ (a.a.O, S. 72). Bei den Super-95 Preisen werden „erste Preisanpassungen in Österreich (in beiden Richtungen) ... mit einer Verzögerung von einer Woche begonnen ... (und) ... innerhalb von 2 Wochen abgeschlossen.“ (a.a.O., S. 73).

Einer verwandten Fragestellung war bereits sechs Jahre früher das Österreichische Institut für Wirtschaftsforschung (1999) in einer umfassenden Studie über die am Kraftstoffmarkt den Preis bestimmenden Faktoren nachgegangen. In diesem Fall wurde der Zusammenhang zwischen Rohölpreisen und (monatlichen) österreichischen Tankstellenpreisen untersucht. Dabei wurde „keine Asymmetrie zwischen Phasen des Rohölpreisanstiegs bzw. -rückgangs (gefunden)“, wobei erklärend darauf hingewiesen wurde, dass „... - auf Basis von monatlichen Beobachtungen - die Schwankungsintensität der Preise zwischen diesen Phasen kaum Unterschiede aufwies“ (a.a.O, S. 17).

Beide Forschungsarbeiten gelangten somit zum Schluss, dass die Reaktionszeit der österreichischen Tankstellenpreise bei Abwärtsbewegungen der internationalen Preise nicht hinter jener bei Aufwärtsbewegungen zurückfällt. Die Ursache für dieses analytische Ergebnis ist - neben unterschiedlichen Methoden - möglicherweise der Heranziehung wöchentlicher bzw. monatlicher Daten geschuldet. Sofern nämlich die Lags in den

Preisreaktionen deutlich unter einer Woche (bzw. einem Monat) liegen, werden sie bei dieser Datenbasis quasi „verschluckt“.

Die Bundeswettbewerbsbehörde erachtete es daher für sinnvoll, dieses Manko der vorangegangenen Untersuchungen durch eine auf täglichen Preisen basierende Studie zu beseitigen und auch in methodischer Hinsicht zum Teil neue Wege zu beschreiten.

2. Daten

Der Untersuchung lagen die Preisdaten der ÖAMTC Online-Spritpreisbörse zu Grunde, welche für den Zeitraum 1. Jänner 2003 bis 5. März 2008 zur Verfügung gestellt wurden. Diese Spritpreisbörse umfasst 2x tägliche Meldungen (morgens und abends) aller Kraftstoffarten in Euro/Liter (Tankstellenpreise = Bruttopreise).

Verwendet wurden die Preise für Diesel und Superbenzin, wobei zur Wahrung der Konsistenz ausschließlich die Abend-Daten herangezogen wurden.

Nach dem Erhebungsstand der WKO gibt es insgesamt 2,810 Tankstellen in Österreich. Davon wurden im Durchschnitt (da die Zahl der meldenden Tankstellen von Tag zu Tag variieren kann) mit der verwendeten Stichprobe 1,750 Tankstellen erfasst, womit rund 61% der Grundgesamtheit abgedeckt werden konnten. Betrachtet man die Verteilung der Daten in regionaler Hinsicht und im Hinblick auf die wichtigsten Marken, so kann mit den verwendeten Daten die Grundgesamtheit der österreichischen Tankstellenpreise gut beschrieben werden (siehe im Detail Anhang A). Dabei ist zu berücksichtigen, dass in der vorliegenden Untersuchung weder eine Disaggregation in geografischer Hinsicht noch im Hinblick auf einzelne Marken vorgenommen wurde und weiters nicht das Niveau der Preise, sondern nur deren Veränderungsdaten von Bedeutung sind.

Die vom ÖAMTC erhaltenen Daten wurden dahingehend überprüft, ob es offensichtliche Schreibfehler (z. B. wenn der Dieselpreis vor Mitte 2007 höher als der Superpreis war) und ob es Formatierungsfehler gibt (z. B. wenn hunderter oder tausender Werte vorkommen).

Für die Rotterdamer Produktpreise (Diesel und Super 95) wurde die tägliche Platts-Notierung („barges“) verwendet.

Obwohl die zur Verfügung gestellten Daten den Zeitraum 1. Jänner 2003 bis 5. März 2008 umfassten, musste der Beginn der Stichprobe auf den 27. August 2004 verschoben werden, da zwischen 22. Juni 2004 und 26. August 2004 in der ÖAMTC Online-Spritbörse keine Meldungen mehr vorhanden waren.

Der ökonomischen Analyse wurden nur die Wochentage (Montag bis Freitag) zu Grunde gelegt, da bei Verwendung der täglichen Veränderungen (sprich der Differenzen der Zeitreihen) den Wochenendpreisen keine Handelsaktivitäten bei den vorliegenden Rotterdamer Produktenpreisen gegenüberstehen.

Strukturdeterminanten wie Feiertage, Ferien und Steueränderungen wurden berücksichtigt.

3. Methode

In der Literatur findet sich eine Vielzahl von Studien, die sich mit asymmetrischen Preistransmissionen auf unterschiedlichen Märkten beschäftigen, wobei eine der ersten Studien hinsichtlich des Tankstellenmarkts jene von Bacon (1991) und Karrenbrock (1991) war. Einen umfassenden Überblick bez. der auf diesen Untersuchungsgegenstand angewandten Methoden liefern insbesondere Bettendorf et al. (2003), Eckert und West (2004) sowie Frey und Manera (2007).

Ziel ist es, entsprechend der oben unter Pkt.1 formulierten Fragestellung mit Hilfe empirischer Methoden herauszufinden, ob sich die österreichischen Tankstellenpreise durch die Rotterdamer Preise erklären lassen und ob Anstiege und Rückgänge in den Rotterdamer Preisen eine unterschiedliche Wirkung auf die österreichischen Tankstellenpreise ausüben.

Um mögliche Asymmetrien identifizieren zu können, ist daher zunächst notwendig die Rotterdamer Produktpreise in ihre Anstiegs- und Rückgangskomponenten entsprechend der nachfolgenden Spezifikation zu trennen:

$$\Delta rott_t = \Delta rott_t^+ + \Delta rott_t^-$$

$$\text{mit } \Delta rott_t^+ = \begin{cases} rott_t - rott_{t-1} \dots \text{falls}(rott_t - rott_{t-1}) > 0 \\ 0 \dots \text{sonst} \end{cases} \text{ und}$$

$$\Delta rott_t^- = \begin{cases} rott_t - rott_{t-1} \dots \text{falls}(rott_t - rott_{t-1}) < 0 \\ 0 \dots \text{sonst} \end{cases}$$

wobei Δ im Folgenden immer für die erste Differenz der entsprechenden Zeitreihe steht, *rott* für die Rotterdamer Notierungen und sofern die Zeitreihe nicht mit Super oder Diesel indiziert ist, sich die jeweilige Variable sowohl auf Super als auch auf Diesel bezieht.

Zur Modellierung der Beziehung zwischen den österreichischen Tankstellenpreisen und den Rotterdamer Produktpreisen wurde ein asymmetrisches EGARCH ARIMA Fehlerkorrekturmodell der folgenden Form verwendet:

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

wobei *aut* für den österreichischen Tankstellenpreis und *ecm* für den Fehlerkorrekturterm steht. Dieser Modellansatz wurde gewählt, um

- mögliche kointegrierende (langfristige) Zusammenhänge zwischen den österreichischen und den Rotterdamer Preisen berücksichtigen können (Fehlerkorrekturterm),
- mögliche Heteroskedastie in den Residuen, sprich Volatiliätscluster, modellieren zu können (EGARCH = *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) und
- mögliche Autokorrelationen in den Residuen beschreiben zu können (ARIMA = *Autoregressive Integrated Moving Average*).

Durch dieses Modell ist es dann möglich, im Hinblick auf die nachstehenden unterschiedlichen Arten von asymmetrischen Preistransmissionen Tests durchzuführen:

- kurzfristige Mengenasymmetrie falls $\sum \lambda_i^+ \neq \sum \lambda_i^-$
- zeitliche Asymmetrie falls $i \neq j$
- Gleichgewichtsanpassungs-Asymmetrie falls $\delta^+ \neq \delta^-$
- Schockasymmetrie falls $\gamma_k \neq 0$

4. Empirische Analyse

Um den Zusammenhang zwischen den österreichischen Tankstellenpreisen und den Rotterdamer Produktpreisen geeignet modellieren zu können, war es als erster Schritt erforderlich, empirisch der Frage nachzugehen, ob für die Festsetzung des aktuellen

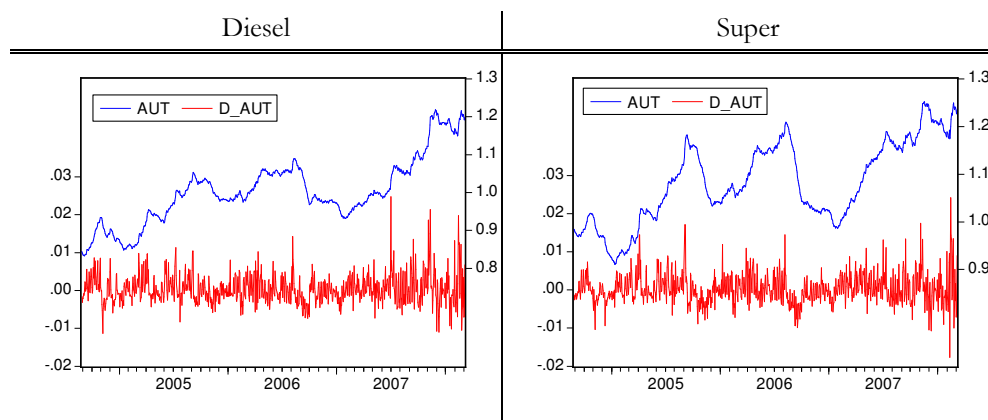
Tankstellenpreis nur der tagesaktuelle Preis der Rotterdamer Notierungen oder aber der gleitende Durchschnitt der vergangenen Preise von Bedeutung ist. Die Ergebnisse der Analyse der Korrelationskoeffizienten von Δaut_t und $\Delta rott_t$ werden in der nachstehenden Tabelle angeführt.

Tabelle 1: Korrelationskoeffizienten

	Δaut_t^{Super}		Δaut_t^{Diesel}
$\Delta rott_t^{Super}$	-0.043	$\Delta rott_t^{Diesel}$	-0.001
$\Delta rott_{t,1Woche}^{Super}$	0.211	$\Delta rott_{t,1Woche}^{Diesel}$	0.189
$\Delta rott_{t,2Woche}^{Super}$	0.401	$\Delta rott_{t,2Woche}^{Diesel}$	0.384
$\Delta rott_{t,3Woche}^{Super}$	0.431	$\Delta rott_{t,3Woche}^{Diesel}$	0.407

Die Ergebnisse zeigen, dass sich sowohl für Super als auch für Diesel die österreichischen Tankstellenpreise am besten mit dem entsprechenden gleitenden 3 Wochen Durchschnittspreis der Platts-Notierungen erklären lassen. Die folgende Analyse basiert daher auf der Annahme, dass die Preisfestsetzung auf Österreichs Tankstellen auf dem gleitenden Durchschnittspreis der letzten 3 Wochen in Rotterdam basiert.¹ Um die Robustheit der erhaltenen Ergebnisse zu überprüfen, wurde das Modell auch ohne diese Annahme geschätzt.

Zur Untersuchung des Vorliegens einer möglichen Kointegrationsbeziehung (siehe dazu Engle und Granger (1987)) wurde zunächst eine visuelle Inspektion der Zeitreihen vorgenommen. Die nachstehenden vier Abbildungen legen die Vermutung nahe, dass alle Zeitreihen im Niveau betrachtet nicht-stationär sind und ein einmaliges Differenzieren ausreichend ist, um die Zeitreihen stationär zu machen.



¹ Es sei angemerkt, dass dies auch mit den Auffassungen der Industrie konform geht.

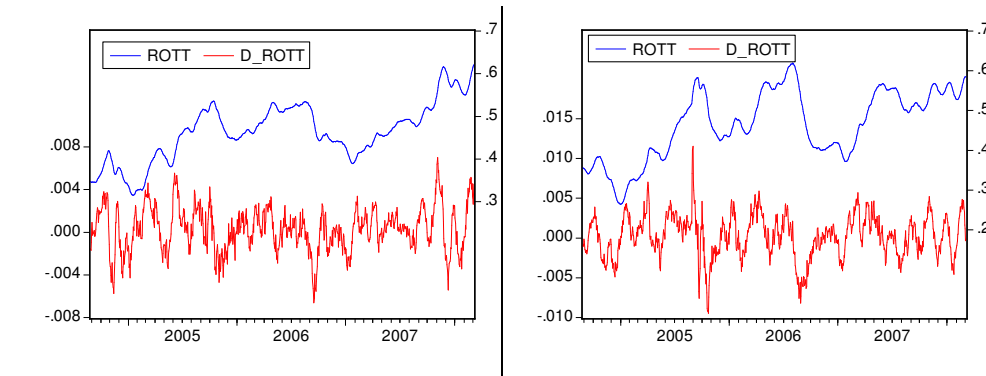


Abbildung 1: Zeitreihen

Empirisch wurde diese Vermutung mit Hilfe des ADF-(*Augmented Dickey Fuller*) Test untersucht. Die dabei erhaltenen Ergebnisse bestätigen, dass alle betrachteten Zeitreihen integriert der Ordnung Eins, sprich $I(1)$, sind.

Tabelle 2: ADF-Test

Variable	ADF-Statistik	Lag-Länge	Variable	ADF-Statistik	Lag-Länge
aut_t^{Diesel}	1.293	5	Δaut_t^{Diesel}	-9.532***	6
aut_t^{Super}	-1.261	7	Δaut_t^{Super}	-8.451***	6
$rott_t^{Diesel}$	1.377	16	$\Delta rott_t^{Diesel}$	-4.658***	15
$rott_t^{Super}$	-2.580*	16	$\Delta rott_t^{Super}$	-4.284***	15

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]; ADF-Test jeweils mit Konstante;

Um die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zu überprüfen, wurde die zweistufige Engle und Granger (1987) Methode angewandt.² Dazu wurde in einem ersten Schritt die entsprechenden Zeitreihen in Niveaus unter Verwendung einer Konstanten aufeinander regressiert:

$$aut_t^{Diesel} = 0.424 + 1.248rott_t^{Diesel} + ecm_t^{Diesel}$$

$$aut_t^{Super} = 0.654 + 0.922rott_t^{Super} + ecm_t^{Super}$$

mit $t = 27/8/2004 \dots 5/3/2008$. Der in einem zweiten Schritt durchgeführte ADF-Test für die Residuen hat schließlich für Diesel eine Teststatistik von -2.791 und für Super -1.705 ergeben, womit die Nullhypothese unter Verwendung der kritischen Werte von MacKinnon (1996) auf üblichen Signifikanzniveaus verworfen werden kann. Es kann

² Zuvor wurde noch ein Granger Kausalitätstest durchgeführt, um zu untersuchen, ob es die Einflussrichtung zwischen *aut* und *rott* eindeutig ist. Der Test bestätigt die Vermutung, dass eine uni-direktionale Kausalität von den Rotterdamer zu den österreichischen Preisen vorliegt.

somit davon ausgegangen werden, dass es einen langfristigen Zusammenhang zwischen den österreichischen Tankstellenpreisen und den Rotterdamer Preisen gibt. Auch der Johansen (1991) Kointegrationstest (der hier nicht angeführt wird) bestätigt die erhaltenen Ergebnisse.

Die Analyse des Integrationsgrads der Zeitreihen hat somit zusammenfassend ergeben, dass es neben der Verwendung von differenzierten Zeitreihen ebenso notwendig ist, deren kointegrierende Beziehung mit Hilfe einer Fehlerkorrektur-Spezifikation zu berücksichtigen. Die Zerlegung des Fehlerkorrekturterms in positive und negative Anpassungen erfolgt nach der Formel von Granger und Lee (1989).

Außerdem legt die deskriptive Analyse der verwendeten Zeitreihen nahe, dass die Varianz der Preise nicht über die Zeit konstant ist, wobei Phasen einer geringen mit Phasen einer hohen Varianz abwechseln. Dieser Effekt ist in der entsprechenden Literatur als Volatilitätscluster bekannt und erfordert die Modellierung von ARCH-Effekten. Würde man in diesem Fall die Standardannahme der OLS-Schätzung, dass die Varianz des Fehlerterms konstant ist, aufrecht halten, würde man einen ineffizienten Schätzer erhalten. Ein zusätzlich durchgeführter ARCH LM-Test³ mit den unten angeführten Regressionsmodellen ohne EGARCH-Effekte bestätigt, dass in allen Fällen die Nullhypothese, dass keine ARCH-Effekte existieren, verworfen werden kann.

Die nachfolgend angeführten Schätzergebnisse wurden unter Verwendung der general to specific Methode erhalten, wobei die Modellselektion aufgrund des Akaike-Informationskriteriums erfolgte. Angeführt werden jeweils drei Modellvarianten, die sich lediglich in der Spezifikation des Fehlerkorrekturterms unterscheiden. In der ersten Variante wurden die österreichischen Tankstellenpreise mit einem asymmetrischen, in der zweiten Variante mit einem symmetrischen und in der dritten Variante ohne einen Fehlerkorrekturterm geschätzt. Mit dieser Unterscheidung sollte zum einen die Robustheit der Schätzungen in Abhängigkeit von einer Kointegrationsbeziehung⁴ und zum anderen die Symmetrie bei der Anpassung zum langfristigen Gleichgewichtspfad untersucht werden.

Alle angeführten Modelle sind EGARCH (1,1) Modelle mit t-verteiltern Fehlern. Die jeweils angegebenen ARCH LM-Tests zeigen, dass die verwendete Modellierung geeignet ist, um die Heteroskedastie zu beschreiben und dass der Volatilitätsprozess stationär ist

³ „LM“ steht für Lagrange-Multiplikator.

⁴ Möglicherweise ist der verwendete Zeitraum von weniger als 4 Jahren zu kurz, um eine Kointegrationsbeziehung zu schätzen.

($|\beta| < 1$). Die Durbin-Watson Teststatistiken bestätigen zudem, dass keine Autokorrelation in den Residuen erster Ordnung vorliegt.⁵

Tabelle 3: Österreichisches Dieselpreismodell (gleitender Durchschnitt)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

mit $\log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$ und $\varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$

Variante 1		Variante 2		Variante 3				
	Koeff.	z-Wert		Koeff.	z-Wert			
δ^-	-0.025	-2.893***	δ	-0.013	-2.545**			
λ_0^+	0.228	1.960*	λ_0^+	0.249	2.153**	λ_0^+	0.240	2.069**
λ_1^+	0.462	3.863***	λ_1^+	0.477	4.021***	λ_1^+	0.486	4.103***
λ_3^-	0.703	7.595***	λ_3^-	0.672	7.304***	λ_3^-	0.692	7.550***
φ^{Mo}	-0.002	-7.945***	φ^{Mo}	-0.002	-7.569***	φ^{Mo}	-0.002	-7.394***
φ^{Di}	-0.001	-4.610***	φ^{Di}	-0.001	-4.094***	φ^{Di}	-0.001	-3.998***
φ^{Mi}	0.001	4.122***	φ^{Mi}	0.001	5.163***	φ^{Mi}	0.001	5.474***
φ^{Do}	0.001	3.945***	φ^{Do}	0.001	4.458***	φ^{Do}	0.001	4.513***
φ^{Struk}	0.010	23.790***	φ^{Struk}	0.010	24.265***	φ^{Struk}	0.010	23.291***
ρ_1	0.427	14.531***	ρ_1	0.432	14.779***	ρ_1	0.428	14.659***
ρ_2	-0.859	-13.376***	ρ_2	-0.860	-13.542***	ρ_2	-0.856	-13.027***
ϑ_2	0.681	9.675***	ϑ_2	0.677	9.764***	ϑ_2	0.677	9.466***
ϑ_3	0.303	6.502***	ϑ_3	0.307	6.489***	ϑ_3	0.298	6.141***
ϖ	-0.797	-2.780***	ϖ	-0.832	-2.814***	ϖ	-0.839	-2.759***
α_1	0.195	4.132***	α_1	0.198	4.113***	α_1	0.201	4.044***
β_1	0.946	42.429***	β_1	0.943	41.024***	β_1	0.942	39.868***
t	3/9/2004...5/3/2008		t	3/9/2004...5/3/2008		t	3/9/2004...5/3/2008	
\bar{R}^2	0.536		\bar{R}^2	0.535		\bar{R}^2	0.532	
Durbin-Watson	2.004		Durbin-Watson	2.013		Durbin-Watson	2.018	
ARCH LM p-Wert	0.995		ARCH LM p-Wert	0.995		ARCH LM p-Wert	0.997	

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

⁵ Eine zusätzliche Überprüfung der Autokorrelationsfunktionen zeigt, dass auch keine Autokorrelationen höherer Ordnung vorliegen.

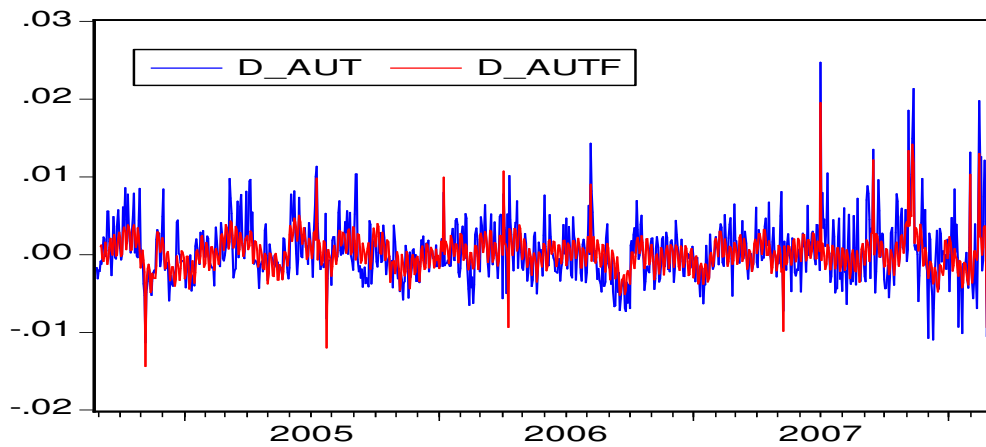


Abbildung 2: Prognosegüte Dieselpreismodell (gleitender Durchschnitt). Die rote Linie stellt die mit dem Modell prognostizierten, die blaue Linie die tatsächlichen Veränderungsrate der österreichischen Dieselpreise dar.

Die gewonnenen Werte der Koeffizienten sind unabhängig von der verwendeten Fehlerkorrekturspezifikation robust und lassen sich wie folgt interpretieren: Wenn es beispielsweise zu einem Anstieg der Rotterdamer Dieselpreise⁶ um 10 Cent/Liter kommt, dann würde das bei einem $\lambda_1^+ = 0,477$ ⁷ am nächsten Tag zu einem Anstieg der heimischen Dieselpreise um 4,77 Cent/Liter führen.

Unter Verwendung des Likelihood-Ratio-Test wurde sodann untersucht, ob jeweils das unrestringierte Modell (ohne Parameterrestriktionen auf δ) signifikant besser ist als das restringierte Modell. Das bedeutet, dass zunächst $H_0 : \delta = 0$ gegen $H_A : \delta \neq 0$ und falls die Nullhypothese verworfen wurde $H_0 : \delta^+ = \delta^-$ gegen $H_A : \delta^+ \neq \delta^-$ getestet wurde. Die in der nachstehenden Tabelle angeführten Ergebnisse deuten somit daraufhin, dass die Modellvariante 2 ohne asymmetrische Spezifikation des Fehlerkorrekturterms bevorzugt verwendet werden soll.

Tabelle 4: Diesel Likelihood-Ratio-Test

Hypothese	χ_1^2
$H_0 : \delta = 0$	5.887**
$H_0 : \delta^+ = \delta^-$	1.691

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

⁶ In unserem Modell zu verstehen als Anstieg des (gleitenden) 3 Wochen Durchschnitts.

⁷ Zur Erläuterung: + entspricht einem Preisanstieg, 0 bezeichnet den Zeitpunkt der Änderung der Platts-Notierungen.

Die nachfolgenden Asymmetrie-Tests beziehen sich daher auf die Modellvariante 2.

Tabelle 5: Diesel Asymmetrie-Test

Hypothese	F-Statistik
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = \sum_j \lambda_j^-$	0.167
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = 1$	12.589***
$H_0 : \sum_i \lambda_i^- = 1$	12.719***

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Es ergeben sich damit folgende Schlussfolgerungen in Bezug auf die asymmetrische Preistransmission der Rotterdamer Dieselpreise auf den österreichischen Tankstellenpreis:

- es gibt keine kurzfristige Mengenasymmetrie: $\sum \lambda_i^+ = \sum \lambda_i^-$
- es existiert eine zeitliche Asymmetrie $i \neq j$, wobei Anstiege der Rotterdamer Preise schneller weitergegeben werden als Rückgänge
- es gibt keine Asymmetrie bei der Anpassung zum langfristigen Gleichgewichtspfad: $\delta^+ = \delta^-$
- es gibt keine Schockasymmetrie $\gamma_k = 0$, d. h. positive und negative Rotterdamer Preisschocks haben die selbe Auswirkung auf die Preisvolatilität in Österreich
- Rotterdamer Preisschocks sind sehr persistent

Anschließend werden die Schätzergebnisse zur Erklärung der Veränderungen der österreichischen Preise für Superbenzin angeführt, wobei alle angeführten Modelle ebenfalls EGARCH (1,1) Modelle mit t-verteiltern Fehlern sind. Die jeweils angegebenen ARCH LM-Tests zeigen, dass die verwendete Modellierung geeignet ist, um die Heteroskedastie zu beschreiben und dass der Volatilitätsprozess stationär ist ($|\beta| < 1$). Die Durbin-Watson Teststatistiken bestätigen zudem, dass keine Autokorrelation in den Residuen erster Ordnung vorliegt.⁸

⁸ Eine zusätzliche Überprüfung der Autokorrelationsfunktionen zeigt, dass auch keine Autokorrelationen höherer Ordnung vorliegen.

Tabelle 6: Österreichisches Superpreismodell (gleitender Durchschnitt)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

mit $\log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$ und $\varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$

Variante 1			Variante 2			Variante 3		
	Koeff.	z-Wert		Koeff.	z-Wert		Koeff.	z-Wert
δ^-	-0.023	-3.300***	δ	-0.013	-3.225***			
λ_1^+	0.206	2.275**	λ_1^+	0.216	2.425**	λ_1^+	0.227	2.506**
λ_2^+	0.480	4.704***	λ_2^+	0.516	5.196***	λ_2^+	0.558	5.643***
λ_4^-	0.491	8.259***	λ_4^-	0.460	7.438***	λ_4^-	0.519	8.859***
φ^{Mo}	-0.002	-9.060***	φ^{Mo}	-0.002	-8.781***	φ^{Mo}	-0.002	-9.567***
φ^{Di}	-0.002	-6.399***	φ^{Di}	-0.001	-5.995***	φ^{Di}	-0.001	-6.555***
φ^{Mi}	0.001	2.430**	φ^{Mi}	0.001	3.331***	φ^{Mi}	0.001	3.527***
φ^{Do}	0.001	3.087***	φ^{Do}	0.001	3.628***	φ^{Do}	0.001	3.835***
φ^{Struk}	0.009	18.633***	φ^{Struk}	0.009	18.989***	φ^{Struk}	0.009	18.526***
ρ_1	0.354	11.528***	ρ_1	0.359	11.694***	ρ_1	0.354	10.931***
ρ_2	-0.793	-6.051***	ρ_2	-0.795	-6.092***	ρ_2	0.592	5.168***
ϑ_2	0.642	4.644***	ϑ_2	0.642	4.647***	ϑ_2	-0.715	-6.521***
ϑ_3	0.231	3.319***	ϑ_3	0.237	3.379***	ϑ_3	-0.222	-5.129***
ϖ	-0.981	-2.908***	ϖ	-0.969	-2.923***	ϖ	-0.809	-2.565**
α_1	0.228	4.402***	α_1	0.227	4.374***	α_1	0.215	4.226***
β_1	0.932	35.409***	β_1	0.933	36.044***	β_1	0.946	38.557***
t	6/9/2004...5/3/2008		t	6/9/2004...5/3/2008		t	6/9/2004...5/3/2008	
\bar{R}^2	0.565		\bar{R}^2	0.564		\bar{R}^2	0.553	
Durbin-Watson	2.042		Durbin-Watson	2.043		Durbin-Watson	2.036	
ARCH LM p-Wert	0.760		ARCH LM p-Wert	0.800		ARCH LM p-Wert	0.737	

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

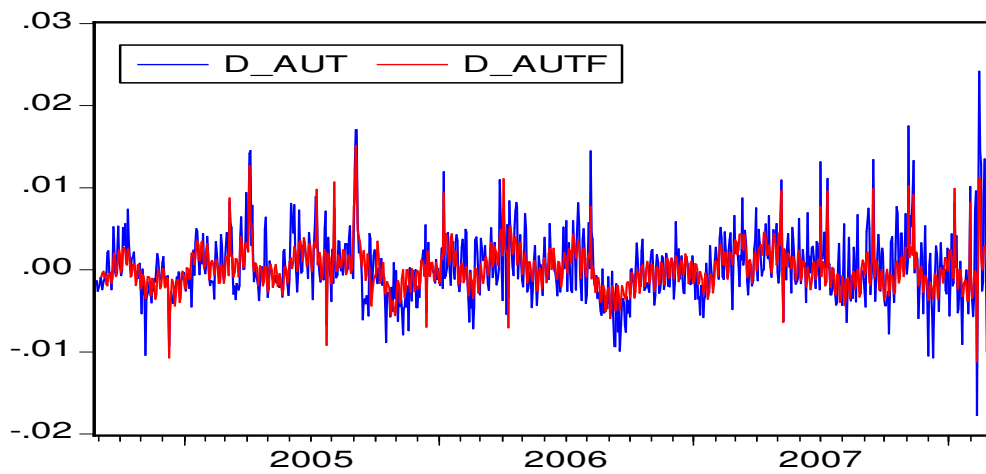


Abbildung 3: Prognosegüte Superpreismodell (gleitender Durchschnitt)

Tabelle 7: Super Likelihood-Ratio-Test

Hypothese	χ_1^2
$H_0 : \delta = 0$	14.820***
$H_0 : \delta^+ = \delta^-$	1.039

*** (***) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Entsprechend dem Likelihood-Ratio-Test ist daher Modellvariante 2 zu verwenden.

Tabelle 8: Super Asymmetrie-Test

Hypothese	F-Statistik
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = \sum_j \lambda_j^-$	7.858***
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = 1$	18.526***
$H_0 : \sum_i \lambda_i^- = 1$	74.283***

*** (***) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Es ergeben sich damit folgende Schlussfolgerungen in Bezug auf die asymmetrische Preistransmission der Rotterdamer Preise für Super 95 auf den österreichischen Tankstellenpreis:

- es gibt eine kurzfristige Mengenasymmetrie: $\sum \lambda_i^+ \neq \sum \lambda_i^-$
- es existiert eine zeitliche Asymmetrie $i \neq j$, wobei Anstiege im Rotterdamer Preis schneller weitergegeben werden als Rückgänge

- es gibt keine Asymmetrie bei der Anpassung zum langfristigen Gleichgewichtspfad: $\delta^+ = \delta^-$
- es gibt keine Schockasymmetrie $\gamma_k = 0$, d. h. positive und negative Rotterdamer Preisschocks haben die selbe Auswirkung auf die Preisvolatilität in Österreich
- Rotterdamer Preisschocks sind sehr persistent

Somit sind die Ergebnisse mit Ausnahme der kurzfristigen Mengenasymmetrie mit der Diesel Spezifikation konsistent.

Abschließend wurde noch überprüft, ob die verwendete Annahme, dass die österreichischen Tankstellenpreise dem gleitenden Rotterdamer Durchschnittspreis der letzten 3 Wochen folgen, die erzielten Ergebnisse beeinflusst oder ob die Resultate gegenüber einer Abkehr von dieser Annahme robust sind. Wie die nachfolgenden Schätzergebnisse zeigen, bleiben die in Tab. 3 und Tab. 6 ausgewiesenen Ergebnisse vor allem in Bezug auf die zuvor erhaltene zeitliche Asymmetrie robust.

Tabelle 9: Österreichisches Dieselpreismodell (täglich)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
δ	-0.026	-5.974***
λ_2^+	0.040	3.150***
λ_3^+	0.050	3.424***
λ_4^+	0.075	5.020***
λ_5^+	0.052	3.041***
λ_6^+	0.037	2.354**
λ_7^+	0.046	2.889***
λ_5^-	0.062	3.955***
λ_6^-	0.056	3.488***
λ_7^-	0.038	2.196**
λ_8^-	0.043	2.889***
λ_9^-	0.035	2.283**
λ_{10}^-	0.031	2.372**

Tabelle 9: Österreichisches Dieselpreismodell (täglich) - Fortsetzung

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
φ^{Mo}	-0.002	-7.085***
φ^{Di}	-0.001	-3.851***
φ^{Mi}	0.001	3.209***
φ^{Do}	0.001	3.979***
φ^{Struk}	0.010	22.970***
ρ_4	-0.191	-8.467***
ρ_5	0.810	33.267***
ρ_7	-0.037	-2.353**
ϑ_1	0.374	11.471***
ϑ_4	0.266	10.957***
ϑ_5	-0.669	-16.785***
ϑ_6	-0.300	-8.604***
ϖ	-0.956	-3.071***
α_1	0.250	4.626***
β_1	0.935	38.274***
t		21/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.502
Durbin-Watson		2.021
ARCH LM (10) p-Wert		0.792

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Tabelle 10: Österreichisches Superpreismodell (täglich)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
δ	-0.026	-7.259***
λ_2^+	0.047	4.613***
λ_3^+	0.035	3.033***
λ_5^+	0.044	3.624***

Tabelle 10: Österreichisches Superpreismodell (täglich) - Fortsetzung

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dum_{t,k} + \varepsilon_t$$

mit $\log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$ und $\varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$

	Koeff.	z-Wert
λ_7^+	0.030	2.302**
λ_8^+	0.025	1.832*
λ_9^+	0.033	2.570**
λ_{10}^+	0.033	2.688***
λ_4^-	0.046	3.697***
λ_5^-	0.038	2.779***
λ_6^-	0.039	3.148***
λ_7^-	0.034	2.607***
λ_8^-	0.028	2.473*
λ_{10}^-	0.025	1.920***
λ_{11}^-	0.041	3.384***
φ^{Mo}	-0.002	-6.363***
φ^{Di}	-0.001	-3.475***
φ^{Mi}	0.001	3.226***
φ^{Do}	0.001	3.541***
φ^{Struk}	0.008	18.092***
ρ_1	0.366	10.881***
ρ_3	-0.641	-20.378***
ρ_4	0.720	15.524***
ϑ_2	-0.136	-3.840***
ϑ_3	0.637	14.091***
ϑ_4	-0.378	-7.233***
ϑ_5	-0.162	-3.692***
ϖ	-2.130	-3.520***
α_1	0.405	5.924***
β_1	0.847	17.320***
t		17/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.512
Durbin-Watson		2.035
ARCH LM (10) p-Wert		0.571

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Diese Modelle auf Basis der tagesaktuellen Platts-Notierungen weisen eine ähnliche Struktur der Preisreaktionen aus wie das „Hauptmodell“ mit der Verwendung gleitender Durchschnitte. Insbesondere ergibt sich auch bei dieser Variante ein fast identes Ausmaß der zeitlichen Differenz zwischen der Reaktion auf Aufwärtsbewegungen der Rotterdamer Notierungen im Vergleich zu Abwärtsbewegungen: Bei Diesel setzen signifikante Reaktionen bei Aufwärtsbewegungen der Platts-Notierungen am 2. (nachfolgenden) Tag ein; Abwärtsbewegungen führen erstmals am 5. Tag zu einem Sinken der Tankstellenpreise. Bei Super erfolgt die Aufwärtsreaktion ebenfalls am 2. Tag, die Abwärtsreaktion aber schon am 4. (nachfolgenden) Tag. Auch bei den letzten jeweils statistisch signifikanten „Reaktionstagen“ lässt sich die gleiche Asymmetrie beobachten. Daraus kann der Schluss gezogen werden, dass die als „Hauptmodell“ (= Tab. 3 u. 6) gewählte Modellspezifikation vergleichsweise stabil ist und die Ergebnisse als gut abgesichert betrachtet werden können.

Schließlich wurde noch der Detailfrage nachgegangen, ob die Reaktionsmuster auf Änderungen der Rotterdamer Notierungen bei „Majors“ und „Diskontern“ unterschiedlich sind:

- Als „Majors“ wurden jene Unternehmen definiert, deren Marktanteil (gemessen am Volumen) größer als 15% ist: BP (+Aral), OMV (+Avanti) und Shell.
- Die „Diskonter“ wurden nach Einholung von Experten-Meinungen folgendermaßen definiert: Jet; Avia; IQ; Turmöl; Roth; Oili; Rühl; Avia Kaindl; Awi; Champion; Diskont; Diskont 2000 Konrath; Diskont Bauer; Diskont For you; Diskont Genol; Diskont Kubesch; Diskont Kubesch & CoKG; Diskont Lang; Diskont Michelpark; Diskont Nemecc; Diskont Oberndorfer; Diskont Pfingstl.

Als unabhängige Variable diente wiederum der dreiwöchige gleitende Durchschnitt der Rotterdamer Produktnotierungen.

Die verwendeten Modelle zeigen, dass die so definierte Gruppe der „Majors“ weder hinsichtlich der Dieselpreise (Tabelle 11, Anhang A 2) noch in Bezug auf Superbenzin (Tabelle 12, Anhang A 3) relevant von den gesamtösterreichischen Werten abweicht. Nicht nur die Struktur der Asymmetrie ist ident mit dem Durchschnitt aller Tankstellen, auch die Werte der einzelnen Koeffizienten liegen sehr nahe. Dies ist bei einem kumulierten Marktanteil (gemessen an den abgesetzten Volumina) von ca. 55 % nicht verwunderlich.

Auch hinsichtlich der Gruppe der „Diskonter“ weist das Modell bei beiden Produktkategorien beim Vergleich mit den „Majors“ nur geringe Unterschiede in den Preisreaktionen aus: Bei Diesel ergibt sich eine etwas deutlichere zeitliche Asymmetrie, nämlich von drei Tagen, da eine stärkere Aufwärtsreaktion am Tag 0 nach der Anhebung der Platts-

Notierungen gemessen wird und für den Tag 1 die Schätzungen keine signifikante Reaktion ergeben (Tabelle 13, Anhang A 4). Bei Superbenzin sind hingegen sowohl die Lagstrukturen als auch die Werte der Koeffizienten ganz ähnlich denen der „Majors“, allerdings mit einer etwas rascheren Reaktion bei Preisanhebungen am Tag 1 (Tabelle 14, Anhang A 5).

Es sei darauf hingewiesen, dass sich hinsichtlich der Preisreaktion der „Diskonter“ ein weiteres Modell als - auf in etwa vergleichbarem Niveau - signifikant erwies: Das „Alternativmodell“ zeigte neben der raschen Reaktion auf Anstiege der Platts-Notierungen eine sofortige Reaktion der „Diskonter“ auf Rückgänge der Rotterdamer Notierungen und damit einen erheblichen zeitlichen Vorlauf zu den „Majors“. Da dies allerdings ökonomisch nicht plausibel ist, wurde dieses Modell ausgesondert. Es kann nämlich nicht davon ausgegangen werden, dass in den einzelnen kleinräumigen Märkten, über welche der Preiswettbewerb in erheblichem Maße ausgetragen wird, gerade die stärksten Unternehmen den schwächeren systematisch die Möglichkeit einräumen, durch regelmäßig niedrigere Preise Kunden zu akquirieren.

Aus den vorliegenden Ergebnissen können daher keine Schlüsse gezogen werden, dass „Majors“ und „Diskonter“ unterschiedliche zeitliche Preisreaktionsmuster aufweisen. Ob dies auf eine inadäquate Spezifikation der beiden Gruppen oder - eher wahrscheinlich - auf die Ausblendung der regionalen/lokalen Komponente durch die Verwendung österreichischer Durchschnittspreise zurückzuführen ist, kann gegebenenfalls nur in weiteren Analyseschritten geklärt werden.

5. Zusammenfassung der Ergebnisse

Am aussagekräftigsten erwies sich ein Modell, das die täglichen Veränderungen der österreichischen Tankstellenpreise in Abhängigkeit von den täglichen Veränderungen der Rotterdamer Produktnotierungen im gleitenden dreiwöchigen Durchschnitt analysiert.

Die durchschnittlichen österreichischen Tankstellenpreise für Diesel folgen den Aufwärtsbewegungen der Platts-Notierungen (= Tag 0) bereits am gleichen Tag (Koeffizient: 0,25⁹) und - in etwa doppelt so starkem Ausmaß (Koeffizient: 0,48) - am erstfolgenden

⁹ Bez. der angeführten Regressionskoeffizienten sei im Detail auf die Schätzergebnisse in Tab. 3 und 6 verwiesen (jeweils Modellvariante 2). Zur Erläuterung: Die erwähnten Koeffizienten entsprechen jeweils „ λ_0^+ ...“, wobei „+“ bzw. „-“ die Preiserhöhung bzw. -senkung und „0, 1, 2 ...“ den Zeitpunkt der Änderung bezeichnen und sich „0“ als Ausgangszeitpunkt auf die Veränderung der Platts-Notierung bezieht.)

Tag (= Tag 1). Den Abwärtsbewegungen der Platts-Notierungen wird ganz überwiegend (Koeffizient: 0,67) am drittfolgenden Tag (= Tag 3) durch Preissenkungen Rechnung getragen. Die daraus resultierende zeitliche Asymmetrie kann also folglich mit etwas mehr als zwei Tagen beziffert werden.

Bei Superbenzin gehen die Preisreaktionen etwas langsamer von statten. Die Tankstellenpreise folgen den Aufwärtsbewegungen der Platts-Notierungen (= Tag 0) erst am folgenden Tag (= Tag 1; Koeffizient: 0,22) und - in ebenfalls etwa doppelt so starkem Ausmaß (Koeffizient: 0,52) - am zweitfolgenden Tag (= Tag 2). Die Abwärtsbewegungen ziehen Preissenkungen insbesondere am vierten nachfolgenden Tag (= Tag 4; Koeffizient: 0,46) nach sich. Die zeitliche Asymmetrie beträgt also - wie beim Diesel - etwas mehr als zwei Tage.

Diese Ergebnisse können als relativ robust und gut abgesichert angesehen werden:

Ein Alternativmodell auf Basis der tagesaktuellen Änderungen der Platts-Notierungen (= Tab. 9 und Tab. 10) weist nämlich bei beiden Treibstoffarten eine ganz ähnliche Struktur der Asymmetrien auf.

Die relevanten Koeffizienten sind durchwegs hoch signifikant. So sind von den oben angeführten sechs zentralen Koeffizienten vier bereits auf dem 1%-Niveau signifikant, zwei auf dem 5%-Niveau.

Da die einzelnen Wochentage (ohne Samstag und Sonntag, siehe oben) als Dummy-Variable mitmodelliert wurden, ergeben sich - quasi als Nebenprodukt der Analyse - auch Hinweise auf die Preisänderungen innerhalb der Woche: Preissenkungen werden am Montag und Dienstag durchgeführt, während Preisanhebungen am Mittwoch und Donnerstag erfolgen. Dieser Wochenrhythmus zeigt sich - statistisch signifikant - nicht nur bei den Aufwärtsbewegungen der Platts-Notierungen, sondern auch bei den Abwärtsbewegungen und zwar in allen angeführten Modellspezifikationen. Dies bestätigt ein vielfach schon bislang angenommenes Verlaufsmuster.¹⁰

Zu keinen stichhaltigen Ergebnissen führte eine Ausdifferenzierung der Gesamtheit der Unternehmen in sogenannte „Majors“ einerseits und „Diskonter“ andererseits.

Wie in Kap. 4 bereits dargelegt können die Regressionskoeffizienten als jener Prozentsatz interpretiert werden, mit welchem der durchschnittliche österreichische Tankstellenpreis der Veränderung der Platts-Notierung folgt. Hinsichtlich der Höhe dieser Koeffizienten sei nochmals darauf hingewiesen, dass sie auch in Summe in der Regel deutlich unter dem Wert 1 liegen müssen, da die Mineralölsteuer als fixer Preisbestandteil der österreichischen Tankstellenpreise nicht mitvariiert.

¹⁰ Diese Koeffizienten („ ϕ^{Mo} ...“) können allerdings nicht als Ausmaß der Preisveränderungen innerhalb des Wochenrhythmus interpretiert werden.

Kann das Ausmaß der Preisveränderungen als Indiz für Kollusion am österreichischen Tankstellenmarkt dienen?

1. Fragestellung

Seit längerem hat sich sowohl im Kreis der Wettbewerbsbehörden als auch unter Industrieökonomern eine intensive Diskussion entwickelt, ob es möglich ist, abgestimmten Verhaltensweisen durch Analyse von Marktdaten „auf die Schliche zu kommen“. Als wichtiger empirischer Ansatzpunkt kristallisierte sich das Ausmaß der Preisvariation heraus. In der theoretischen und empirischen Literatur (siehe dazu u. a. Genesove und Mullin (2001), Atey et al. (2004), Abrantes-Metz et al. (2006), Boltova et al. (2005) und Esposito und Ferrero (2006)) etablierte sich ein gängiger Ansatz, demzufolge Preise mit einer geringen Varianz und einem hohem Mittelwert (im Vergleich zu einer Situation unter vollständigen Wettbewerb) einen Hinweis auf ein mögliches kollusives Verhalten geben. Als theoretische Erklärungen werden insbesondere angeführt, dass die Preisstrategien an Hand der Erfahrungen der Vergangenheit stabilisiert werden und Änderungen in der individuellen Kostensituation langsamer weitergegeben werden.

Aus der internationalen Diskussion leitete sich somit die Fragestellung ab, ob das Instrumentarium eines Vergleichs der Variabilität der Preise für den österreichischen Tankstellenmarkt sinnvoll angewandt werden kann, um zu ersten Schlüssen auf eventuelle kollusive Verhaltensweisen zu gelangen.

2. Daten

Als Daten wurden die auf der Homepage der Europäischen Kommission¹ veröffentlichten Brutto- und Nettopreise für Diesel und Super 95 verwendet. Der analysierte Zeithorizont erstreckt sich vom 3. 1. 2000 bis zum 26. 5. 2008, wobei die zeitliche Auflösung wöchentlich ist und die Individualdimension die EU-15 Mitgliedsländer umfasst. Die Auswahl erfolgte unter dem Aspekt, dass nur für die EU-15 ausreichend lange Zeitreihen zur Verfügung stehen.

¹ http://ec.europa.eu/energy/oil/bulletin/2008_en.htm

Der Bundeswettbewerbsbehörde vorliegende² tägliche Preisdaten oder Angaben über die Streuung in geografischer Hinsicht, die möglicherweise zusätzliche Aufschlüsse gewähren, konnten nicht herangezogen werden, da entsprechende europäische Vergleichsdaten fehlen.

3. Methode und empirische Analyse

Als erster Schritt waren die Daten im Hinblick auf Stationarität hin zu prüfen. Betrachtet man zunächst die Entwicklung der wöchentlichen Diesel- und Super 95-Netto-/Bruttopreise in den einzelnen EU-15 Mitgliedsländern, so liegt die Vermutung nahe, dass alle Zeitreihen nicht-stationär sind (siehe dazu die Abbildungen 1 - 4 im Anhang, B 1 bis B 4). Um diese Vermutung auch empirisch zu überprüfen, wurde der Augmented Dickey Fuller Test angewandt. Die Ergebnisse des ADF-Tests zeigen, dass alle europäischen Diesel- und Super 95- Netto- ebenso wie die Bruttopreise integriert der Ordnung Eins sind, d.h. nicht-stationär im Niveau sind. Bei allen Preisreihen bewirken allerdings die ersten Differenzieren eine Stationarität der Variablen.³

Beim methodischen Ansatz orientierte sich die Bundeswettbewerbsbehörde primär an zwei bereits zitierten Studien, die beide zu eher positiven Ergebnissen gelangen, was die Anwendbarkeit des Instruments der Preisanalyse auf Kraftstoffmärkte (auf Endverbraucherebene) betrifft. Zum einen ist dies eine amerikanische Arbeit, welche die Tankstellenpreise im Bezirk Louisville untersucht, Abrantes-Metz et al. (2006). Zum anderen handelt sich um eine Untersuchung, die im Rahmen der italienischen Wettbewerbsbehörde durchgeführt wurde und auf den italienischen Tankstellenmarkt fokussiert, Esposito und Ferrero (2006). Beide Untersuchungen wenden dem Grunde nach den gleichen Ansatz an: Ein Zusammenhang von niedriger Preisvariation mit - relativ - hohen Preisen wird als Indiz für Kollusion gewertet.

Wendet man sich dem ersten Schritt der Analyse der Streuung der Preise zu, so unterscheiden sich die beiden Studien hinsichtlich zweier technischer Aspekte, die auf den ersten Blick nachrangig erscheinen und den Gehalt der Ergebnisse nicht beeinflussen sollten:

² Aus der für die erste Untersuchung dieses Zwischenberichts aufgebauten Datenbank (siehe oben).

³ Die Ergebnisse der ADF-Tests können gegebenenfalls von der Bundeswettbewerbsbehörde bezogen werden.

Esposito und Ferrero (2006) differenzieren die Preisreihen, d.h. sie wandeln die Preisniveaus in Preisveränderungen um und vergleichen die daraus gewonnenen Standardabweichungen. Abrantes-Metz et al. (2006) ziehen die Preisreihe selbst heran und bereinigen die Standardabweichung der Preise um den Mittelwert (Variationskoeffizient). Esposito und Ferrero (2006) basieren ihre Berechnungen auf den Nettopreisen, wohingegen Abrantes-Metz et al. (2006) die Bruttopreise heranziehen.

Daraus ergeben sich vier verschiedene Berechnungsarten für die Streuung der Preise. Somit können jeweils vier unterschiedliche Methoden herangezogen werden, um ein „Ranking“ der 15 untersuchten Mitgliedsstaaten hinsichtlich des Ausmaßes der Variation der Tankstellenpreise zu erstellen. Die einzelnen Ergebnisse sind auf den Folgeseiten für Diesel in Abbildung 1 und für Super 95 in Abbildung 2 dargestellt.

Betrachtet man zunächst nur die Höhe der Variation der österreichischen Diesel- und Super 95-Preise im Vergleich mit den anderen EU-15 Mitgliedsländern, so lässt sich feststellen, dass die Preise in Österreich im allgemeinen eine geringere Streuung als der EU-15 Durchschnitt aufweisen. Eine Ausnahme sticht allerdings heraus: Die Brutto-Dieselpreis, berechnet nach der Methode von Abrantes-Metz et al. (2006), zeigen das vierthöchste Streuungsmaß der EU-15. Nicht nur an Hand des österreichischen Beispiels zeigt sich, dass die Höhe der Diesel- bzw. Super-95 Preisstreuung bei einzelnen Ländern sehr stark davon abhängig ist, ob Brutto- oder Nettopreise herangezogen werden und welche Berechnungsmethode angewandt wird. Als Beispiel sei hier u. a. Finnland angeführt, das unter Verwendung der Methode von Esposito et al. (2006) bei den Diesel- und Super 95-Preisen (sowohl Netto als auch Brutto) zu jenen EU-15 Ländern gehört, die hohe Preisvariationen aufweisen. Würde man jedoch als Maßstab für die Feststellung eines möglichen kollusiven Verhaltens die von Abrantes-Metz et al. (2006) vorgeschlagene Methode verwenden, so würde man zum umgekehrten Schluss gelangen, nämlich dass es aufgrund des vergleichsweise geringen Variationskoeffizienten Hinweise auf unerlaubte Absprachen gibt.

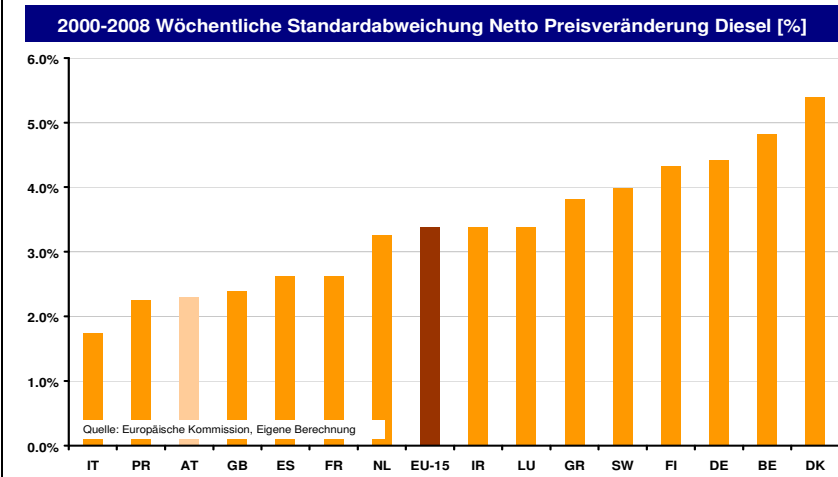
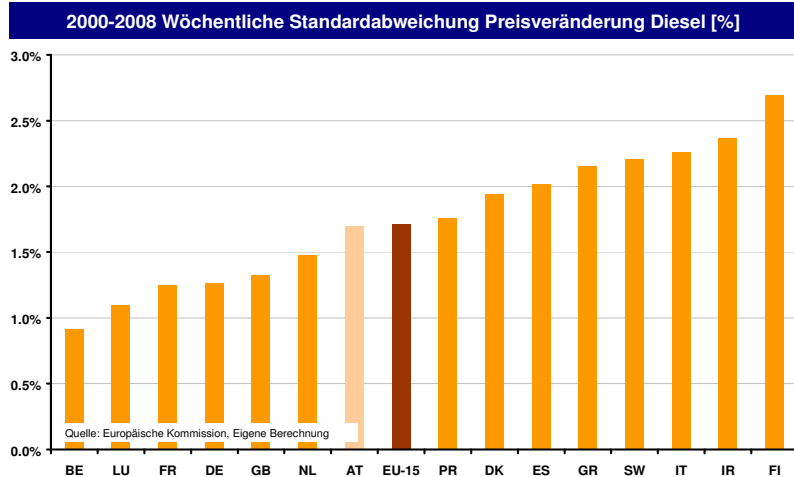
Die Sensitivität der Ergebnisse in Bezug auf die Verwendung von Brutto- oder Nettopreisen lässt sich u. a. am Beispiel Italien sehr gut erkennen. Während nämlich Italien bei der Betrachtung der Diesel-Bruttopreise im Vergleich zu den anderen EU-15 Ländern eine hohe Variation aufweist, führt die Verwendung der Nettopreise genau zum gegenteiligen Ergebnis.

Diesel

Brutto

Netto

Esposito
et al. (2006)



Abrantes
-Metz
et al.
(2006)

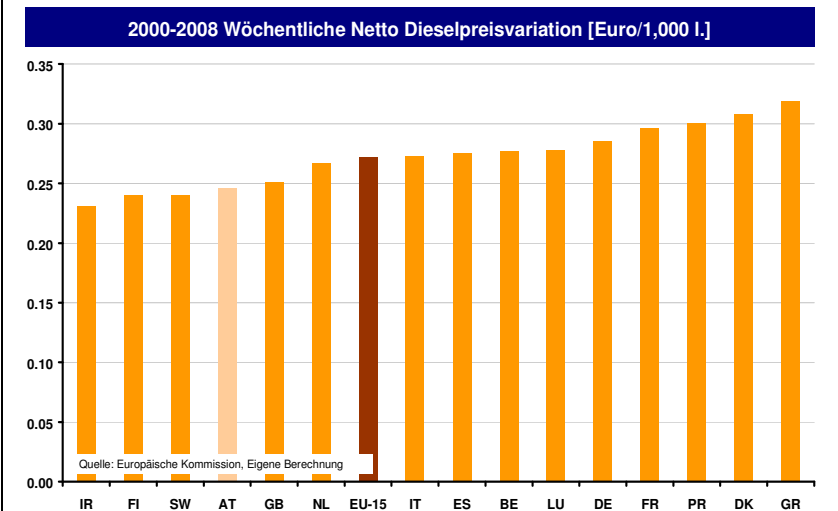
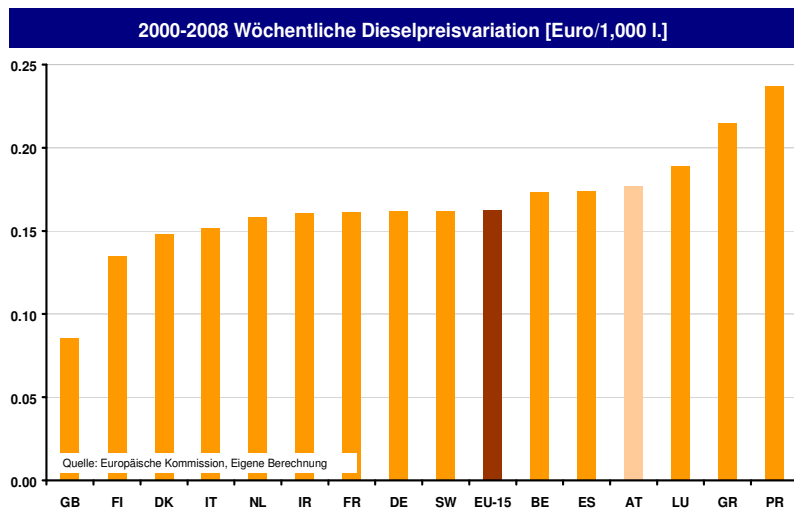


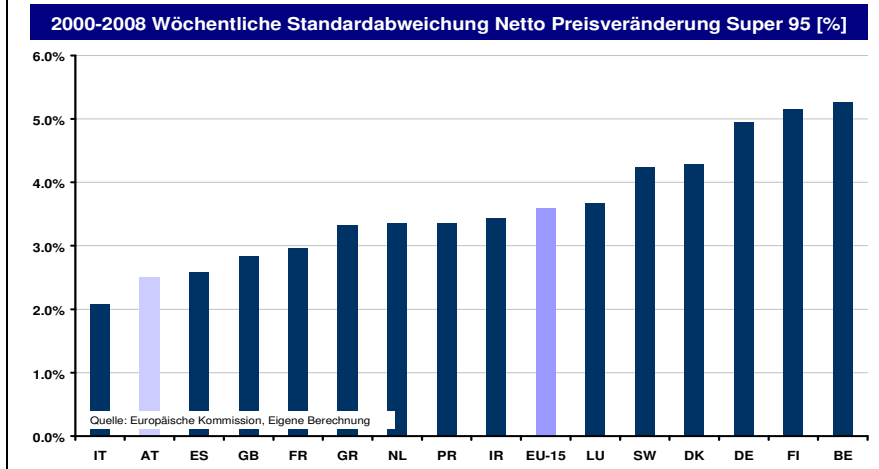
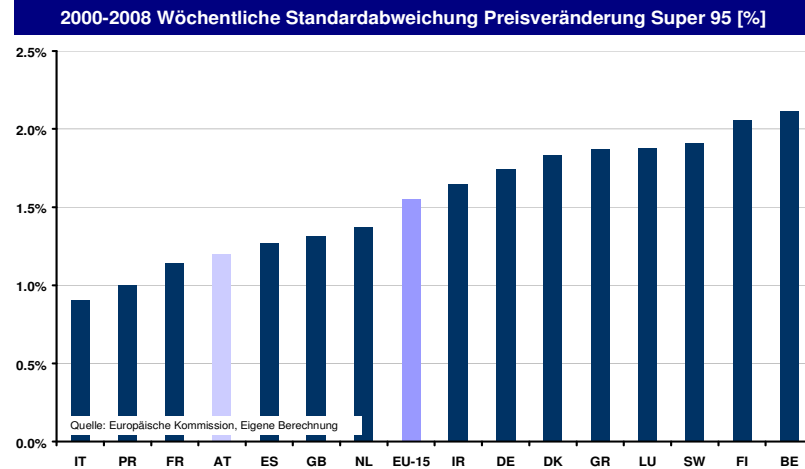
Abbildung 1: Vergleich der Varianz der Dieselpreise

Super 95

Brutto

Netto

Esposito
et al. (2006)



Abrantes
-Metz
et al.
(2006)

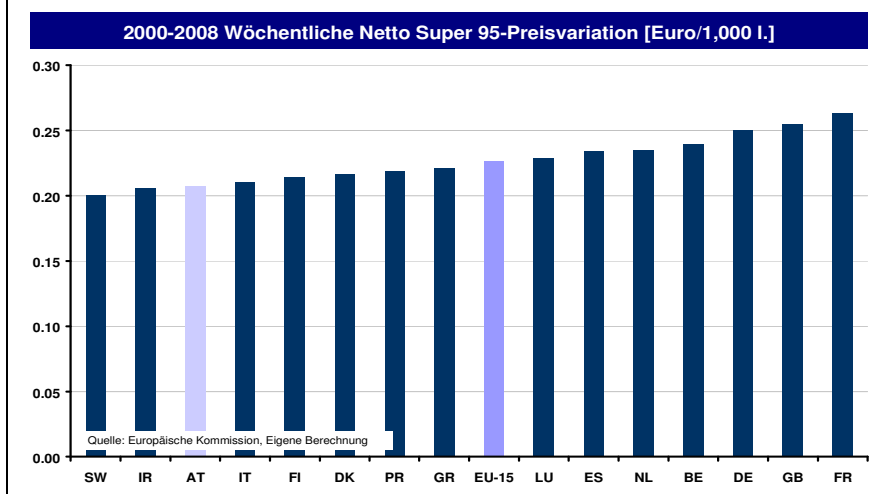
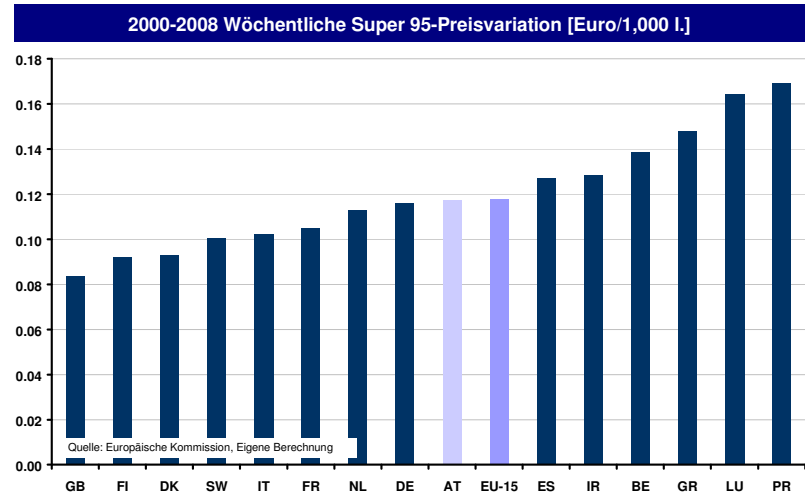


Abbildung 2: Vergleich der Varianz der Superpreise

Auf Grund dieses Befundes werden weiterführende Detailanalysen, etwa hinsichtlich der adäquaten Zeitspanne, des Einflusses von Steueränderungen oder das Untersuchen nationaler Spezifika als nicht mehr zielführend erachtet. Insbesondere erübrigt sich damit auch der 2. Schritt der Analyse, der Vergleich der Preisniveaus, der voraussichtlich auch eine Analyse des Effekts der Steuern auf die Netto- und Bruttopreise erfordert hätte.⁴

4. Zusammenfassung der Ergebnisse

Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass die in der einschlägigen Literatur vorgeschlagenen Methoden der Varianzanalyse zur Aufdeckung einer Kollusion für empirische ex-post Analysen durchaus geeignet sein können, im konkreten Fall des Vergleichs der Treibstoffpreise der einzelnen Mitgliedstaaten zur ex-ante Analyse jedoch Bedenken angemeldet werden müssen. Da die errechneten Ergebnisse sehr sensitiv sowohl in Bezug auf die Art der verwendeten Preise (Netto/Brutto) als auch hinsichtlich der Methoden der Messung der Preisvariation sind, erscheinen sie nicht geeignet zur Gewinnung von priori Hinweisen auf Kollusion auf den österreichischen Treibstoffmärkten.

⁴ Siehe dazu PVM Oil Associates (2005), S. 58f.

Literaturverzeichnis

A) Untersuchung I

Bacon, R. W.: Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K retail gasoline price responses; *Energy Economics*, July 1991, S. 211 - 218.

Bettendorf, Leon; van der Geest, Stéphanie A.; Kuper, Gerard H.: Do daily retail gasoline prices adjust asymmetrically? CSO Working Papers 2005/03 (<http://www.eco.rug.nl/ccso>).

Eckert, Andrew; West, Douglas S.: Retail gasoline price cycles across spatially dispersed gasoline stations; *Journal of Law and Economics*, Vol. XLVII (April 2004).

Engle, Robert F.; Granger, C. W. J.: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing; *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), S. 251-276.

Fry, Gigliola; Manera, Matteo: Econometric models of asymmetric price transmission, *Journal of Economic Surveys*; Vol. 21, No. 2.

Karrenbrock, Jeffrey D.: The Behavior of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not? Federal Reserve Bank of St. Louis, July/August 1991.

MacKinnon, James G.: Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests; *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, S. 601 - 618.

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung WIFO: Der Kraftstoffmarkt in Österreich, mimeo, Jänner 1999.

PVM Oil Associates: Der österreichische Kraftstoffmarkt 2004 - Schlussbericht, mimeo, Wien, Juli 2005.

B) Untersuchung II

Abrantes-Metz, Rosa M.; Froeb, Luke M.; Geweke, John F.; Taylor, Christopher T.: A variance screen for collusion; *International Journal of Industrial Organization* 24 (2006), S. 467 - 486.

Atey, Susan; Bagwell, Kyle; Sanchirico, Chris William: Collusion and price rigidity; *Review of Economic Studies* 71 (2004), S. 317 - 349.

Bolotova, Yuliya; Connor, John M.; Miller, Douglas J.: The Impact of Collusion on Price Behaviour: Empirical Results from Two Recent Cases; Purdue University Department of Agricultural Economics, 2005.

Esposito, Fabio maximo & Ferrero, Maximo: Variance screen for detecting collusion: an application to two cartel cases in Italy; Paper presented to the 2nd ACLE Workshop, Amsterdam, march 17, 2006.

Genovese, David; Mullin, Eallace: Rules, communication and collusion: narrative evidence from the sugar institute case. *American Economic Review* 91 (3), 2001, S. 379 - 398.

Anzahl der erfassten Tankstellen in Relation zu den Tankstellen gem. Statistik der WKÖ

Firma	Burgenland		Kärnten		NÖ		OÖ		Salzburg		Steiermark		Tirol		Vorarlberg		Wien		Österreich	
	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total	Anzahl	% von Total
AGIP (Sample)	2		5		13		11		6		9		11		2		6		65	
AGIP (Total)	9	22%	19	26%	40	33%	18	61%	17	35%	33	27%	23	48%	8	25%	14	43%	181	36%
AVANTI (Sample)	11		13		36		19		9		12		15		7		24		146	
AVANTI (Total)	11	100%	13	100%	36	100%	21	90%	9	100%	13	92%	15	100%	7	100%	25	96%	150	97%
BP (Sample)	9		37		73		86		26		52		47		18		63		411	
BP (Total)	12	75%	47	79%	84	87%	123	70%	35	74%	64	81%	46	102%	18	100%	59	107%	488	84%
ESSO (Sample)	3		6		11		8		8		5		20		1		10		72	
ESSO (Total)	4	75%	21	29%	26	42%	14	57%	20	40%	17	29%	46	43%	11	9%	20	50%	179	40%
JET (Sample)	4		11		25		17		10		24		13		7		16		127	
JET (Total)	4	100%	11	100%	29	86%	21	81%	12	83%	24	100%	16	81%	7	100%	17	94%	141	90%
OMV (Sample)	15		17		43		46		30		30		33		10		24		248	
OMV (Total)	21	71%	37	46%	92	47%	56	82%	29	103%	70	43%	54	61%	18	56%	28	86%	405	61%
SHELL (Sample)	4		12		23		30		25		25		30		13		20		182	
SHELL (Total)	9	44%	22	55%	55	42%	53	57%	29	86%	54	46%	33	91%	16	81%	24	83%	295	62%
AVIA (Sample)	0		0		11		20		0		0		4		0		0		35	
AVIA (Total)	1	0%	0	0%	42	26%	39	51%	1	0%	1	0%	15	27%	1	0%	0	0%	100	35%
Gesamt (Sample)	48		101		235		237		114		157		173		58		163		1286	
Gesamt (Total)	71	68%	170	59%	404	58%	345	69%	152	75%	276	57%	248	70%	86	67%	187	87%	1939	66%

Anhang A 2

Tabelle 11: Österreichisches Major Dieselpreismodell (gleitender Durchschnitt)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
δ	-0.013	-2.274 **
λ_0^+	0.261	1.756 *
λ_1^+	0.468	3.152 ***
λ_3^-	0.676	6.403 ***
φ^{Mo}	-0.002	-8.306 ***
φ^{Di}	-0.001	-4.824 ***
φ^{Mi}	0.001	6.054 ***
φ^{Do}	0.001	3.818 ***
φ^{Struk}	0.012	21.288 ***
ρ_1	0.288	9.140 ***
ρ_2	-0.094	-2.664 ***
ϖ	0.000	1.284
α_1	0.045	2.806 ***
β_1	0.947	45.566***
t		3/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.432
Durbin-Watson		2.011
ARCH LM (10) p-Wert		0.926

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Tabelle 12: Österreichisches Major Superpreismodell (gleitender Durchschnitt)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
δ	-0.013	-2.865 ***
λ_1^+	0.264	2.348 **
λ_2^+	0.491	4.255 ***
λ_4^-	0.474	6.622 ***
φ^{Mo}	-0.002	-8.907 ***
φ^{Di}	-0.002	-6.328 ***
φ^{Mi}	0.001	4.573 ***
φ^{Do}	0.001	2.502 **
φ^{Struk}	0.011	21.018 ***
ρ_1	0.226	7.755 ***
ρ_2	-0.846	-8.130 ***
ϑ_2	0.787	7.376 ***
ϑ_3	0.148	3.109 ***
ϖ	-0.235	-1.920 ***
α_1	0.118	3.742 ***
β_1	0.987	101.462***
t		6/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.483
Durbin-Watson		2.051
ARCH LM (10) p-Wert		0.256

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Tabelle 13: Österreichisches Diskonter Dieselpreismodell (gleitender Durchschnitt)

$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

	Koeff.	z-Wert
δ	-0.014	-2.918 ***
λ_0^+	0.391	5.331 ***
λ_3^-	0.720	9.055 ***
φ^{Mo}	-0.002	-5.705 ***
φ^{Di}	-0.001	-3.916 ***
φ^{Do}	0.001	2.241 **
φ^{Struk}	0.017	26.878 ***
ρ_2	-0.440	-5.760 ***
ρ_3	-0.515	-6.799 ***
ϑ_2	0.391	4.656 ***
ϑ_3	0.507	6.182 ***
ϖ	-0.257	-2.077 **
α_1	0.163	2.158 ***
β_1	0.981	82.805 ***
t		6/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.312
Durbin-Watson		1.979
ARCH LM (10) p-Wert		0.432

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

Tabelle 14: Österreichisches Diskonter Superpreismodell (gleitender Durchschnitt)

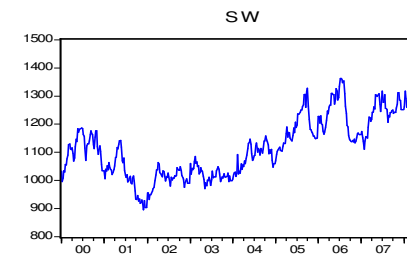
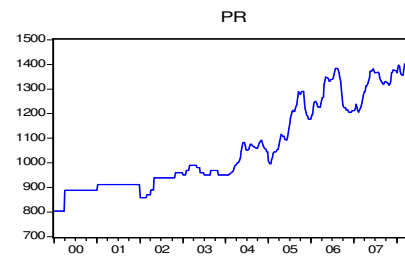
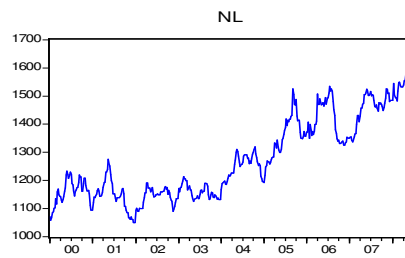
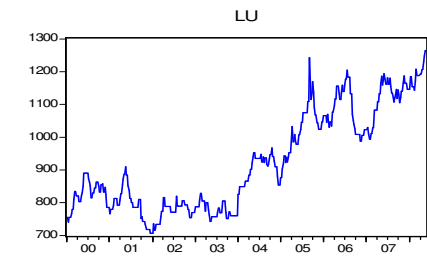
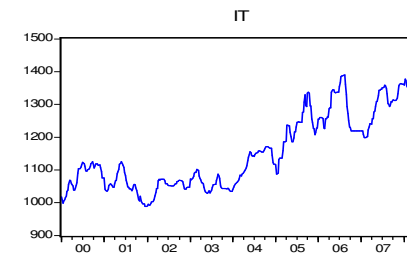
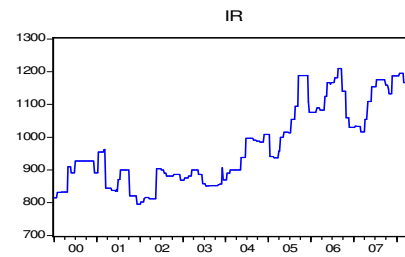
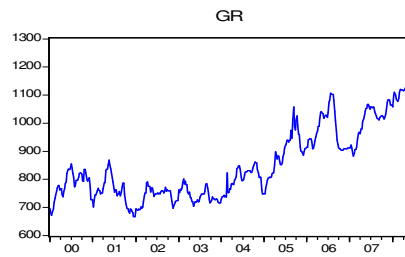
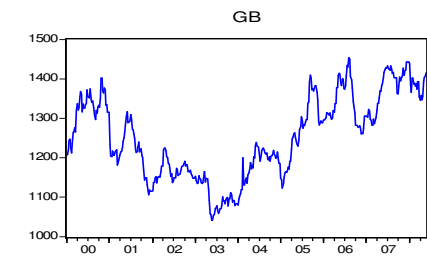
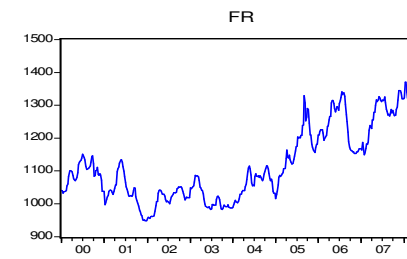
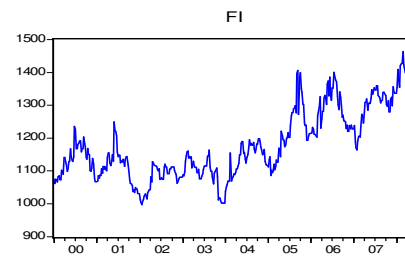
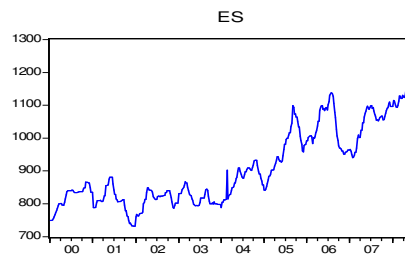
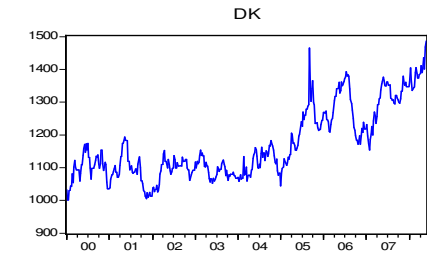
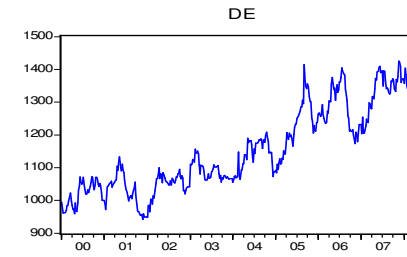
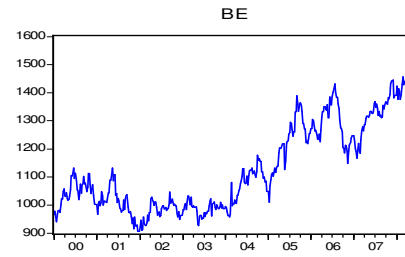
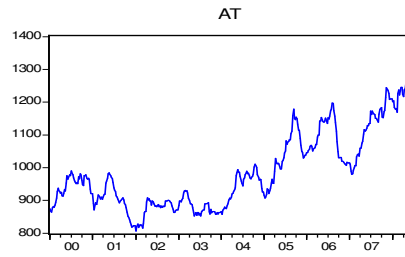
$$\Delta aut_t = \alpha + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta rott_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta rott_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \text{ und } \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j v_{t-1} + v_t$$

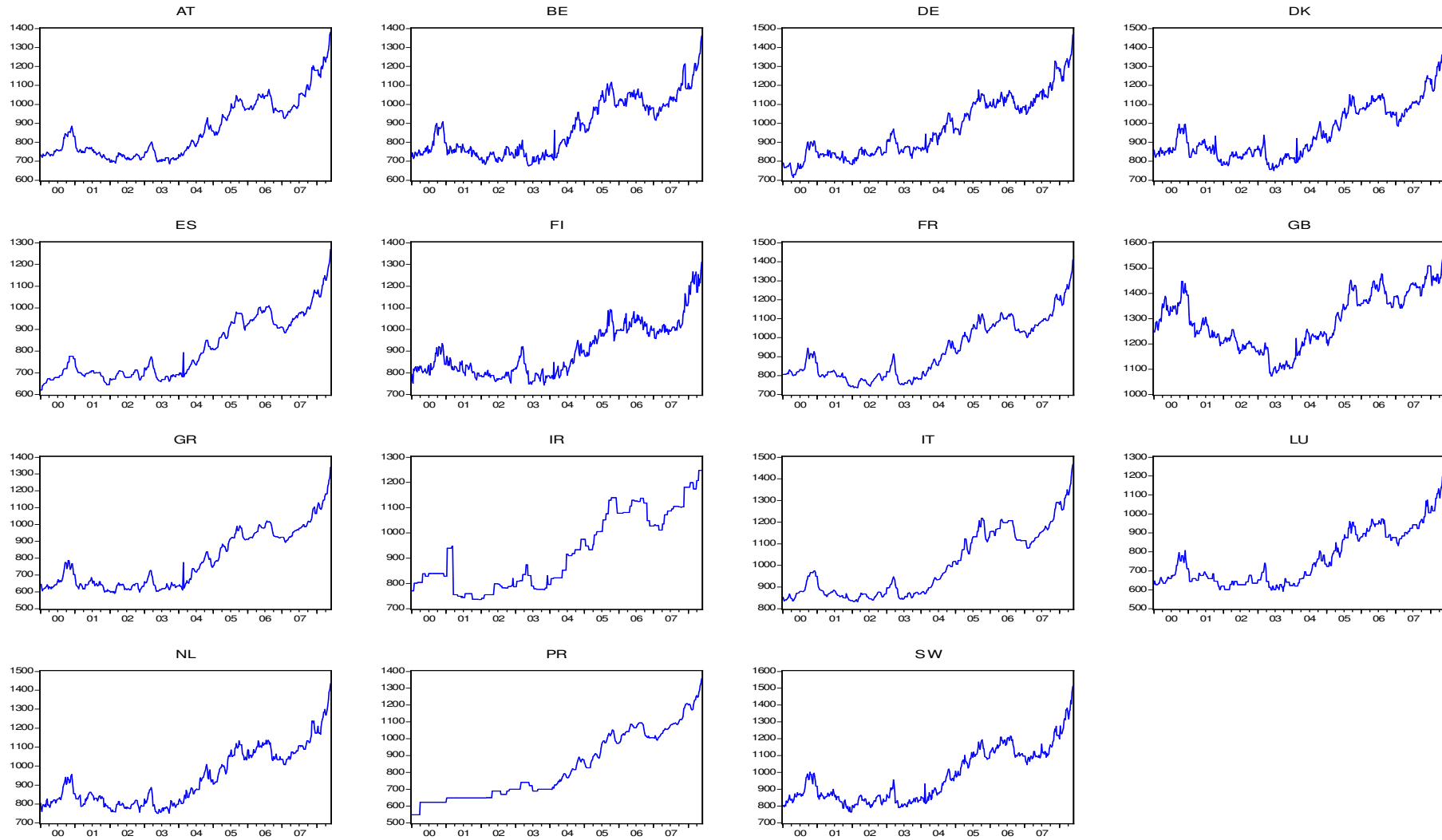
	Koeff.	z-Wert
δ	-0.017	-4.095 ***
λ_1^+	0.342	2.350 **
λ_2^+	0.449	2.974 ***
λ_4^-	0.439	5.883 ***
φ^{Mo}	-0.002	-6.849 ***
φ^{Di}	-0.002	-4.591 ***
φ^{Do}	0.001	5.122 ***
φ^{Struk}	0.013	44.177 ***
ρ_1	0.683	10.849 ***
ρ_2	-0.833	-17.132 ***
ϑ_1	-0.754	-10.939 ***
ϑ_2	0.788	15.128 ***
ϖ	-0.064	-19.868 ***
α_1	0.057	7.499 ***
β_1	0.998	1674.992***
t		6/9/2004...5/3/2008
\bar{R}^2		0.442
Durbin-Watson		2.001
ARCH LM (10) p-Wert		0.410

*** (**) [*] steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1% (5%) [10%]

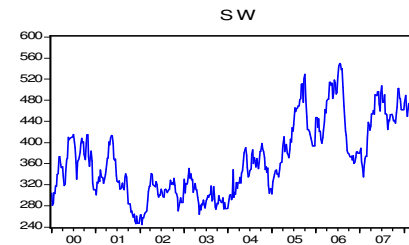
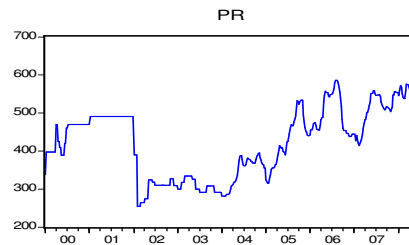
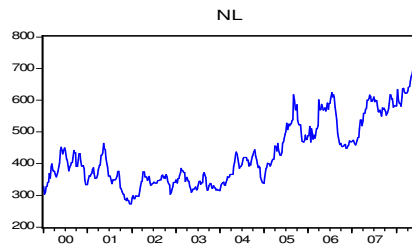
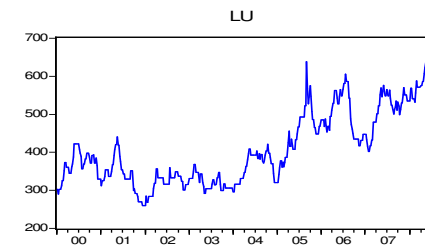
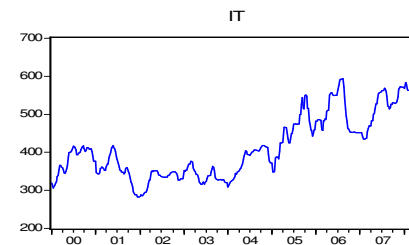
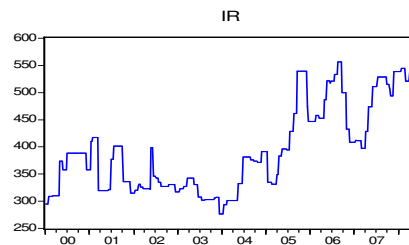
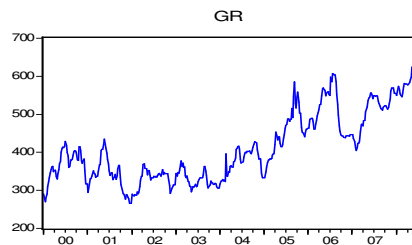
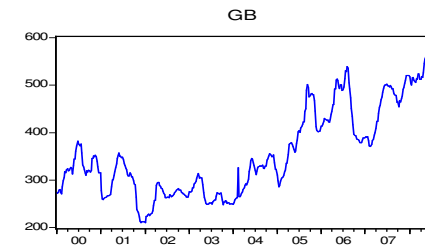
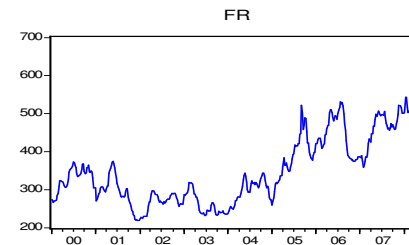
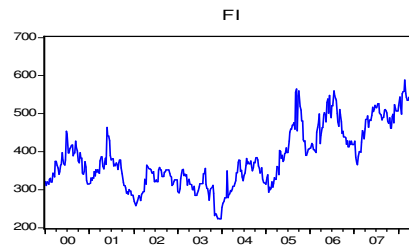
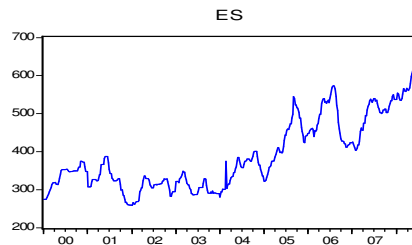
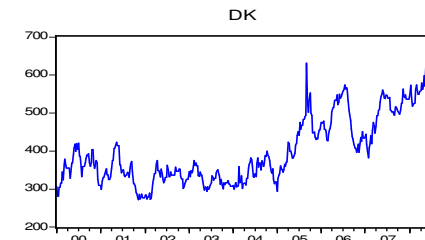
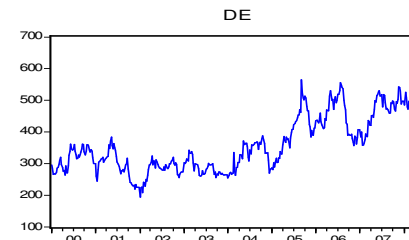
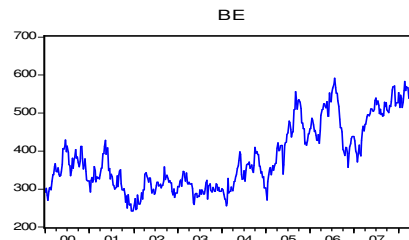
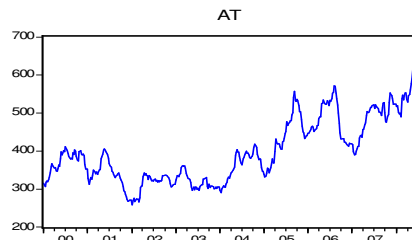
Europäische Super 95 - Bruttopreise



Europäische Diesel-Bruttopreise



Europäische Super 95 - Nettopreise



Europäische Diesel-Nettopreise

