

Evaluation der Spritpreisverordnung 2012

Wien, Dezember 2012

Inhaltsverzeichnis

1.	Einleitung	3
2.	Datenbeschreibung	3
3.	Visuelle Inspektion der Daten	3
4.	Empirische Analyse	6
4.1.	Empirisches Modell	6
4.1.1.	Das Dieselpreismodell	9
4.1.2.	Das Benzinpreismodell.....	11
4.2.	Prognose	13
4.2.1.	Modellprognose Diesel	13
4.2.2.	Modellprognose Super Benzin	16
5.	Zusammenfassung	18
6.	Literaturverzeichnis.....	20

1. Einleitung

In dieser Arbeit wird versucht die Auswirkungen der Verordnung BGBl. II. Nr. 186/2012¹ für Tankstellenkunden zu ermitteln. Diese Verordnung besagt im Wesentlichen, dass für Tankstellenbetreiber beim Verkauf von Treibstoffen im Jahr 2012 folgendes gilt:

1. von Mittwoch, dem 6. Juni 11.00 Uhr, bis Sonntag, dem 10. Juni 24.00 Uhr (Fronleichnam) und
2. an den ersten beiden Ferienreisewochenenden im Sommer von Donnerstag, dem 28. Juni 11.00 Uhr, bis Sonntag, dem 1. Juli 24.00 Uhr, und von Donnerstag, dem 5. Juli 11.00 Uhr, bis zum Sonntag, dem 8. Juli 24.00 Uhr, sind keine Preisänderungen zulässig.

2. Datenbeschreibung

Als Datengrundlage auf Endkundenebene dienen die österreichischen Durchschnittspreise für Diesel und Super Benzin im Zeitraum 1.1.2011 bis 31.8.2012². Als Datengrundlage auf Produzentenebene werden die Rotterdamer Produktpreise (Diesel und Super Benzin, tägliche Platts-Notierung „barges“) verwendet. Da es bei den vorliegenden Rotterdamer Produktpreisen am Wochenende zu keinen Handelsaktivitäten kommt, wurden diese Preise während des Wochenendes als konstant angenommen.

3. Visuelle Inspektion der Daten

Im Focus dieser Untersuchung steht eine Evaluierung der Spritpreiskorridore am Fronleichnams-Wochenende (6. - 10. Juni 2012) und den ersten beiden Ferienreisewochenenden im Sommer (28.6. - 1.7. und 5.7. - 8.7. 2012) in Österreich. Es sollen daher zu Beginn die Diesel und Super Benzin Preise und die dazugehörigen Platts Notierungen in diesen Zeiträumen, inklusive der verlängerten Wochenenden zu Christi Himmelfahrt und zu Pfingsten, für die Jahre 2011 und 2012 gegenübergestellt werden. Die eingefärbten Balken in Abbildung 1 und Abbildung 2 zeigen die oben beschriebenen Wochenenden, wobei die Balken in gelb jene Wochenenden markieren, für die der Spritpreis im Jahr 2012 fixiert war, und die Balken in blau verlängerte Wochenenden sind, die als Vergleichszeiträume verwendet wurden. Nach einer ersten Betrachtung der Zeitreihen in Abbildung 1 (links) gewinnt man den Eindruck, dass Benzinpreis und Platts

¹ abrufbar unter: http://www.ris.bka.gv.at/Dokumente/BgblAuth/BGBLA_2012_II_186/BGBLA_2012_II_186.pdf

² Diese Preise sind bis zum 31.8.2011 aus der ÖAMTC Datenbank, danach werden die Preise des e-control Spritpreisrechners

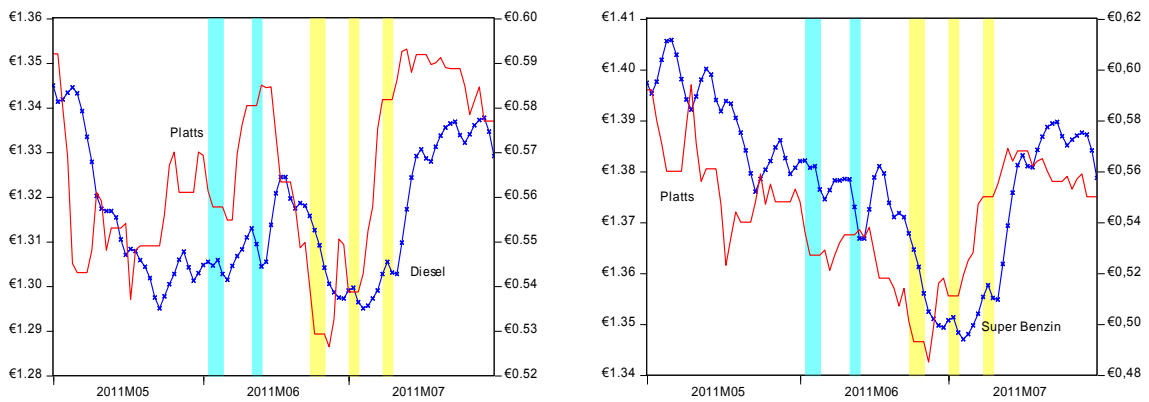


Abbildung 1: Verlauf Österreichischer Durchschnittspreise Diesel, Super Benzin und Platts Notierung, Mai- Juni 2011

Notierung im Jahr 2011 bis Anfang Juli ständig zurückgingen. Danach kam es zu einem Anstieg beider Preise. Bei Diesel sieht der Verlauf etwas anders aus. Man hat hier den Eindruck, als würden beide Preise um einen konstanten Mittelwert schwanken. Bei den Preisen in Abbildung 2 ist kein großer Unterschied in den Verläufen von Diesel und Super Benzin zu erkennen. Bei beiden Preisen und den dazugehörigen Platts Notierungen kommt es zu einem Preisrückgang bis zum Beginn der Sommerreisezeit Ende Juni. Danach ziehen die Produkt- und Tankstellenpreise kräftig an.

Vergleicht man nun die Wochenenden die in beiden Jahren nicht reguliert waren, sieht man beim verlängerten Wochenende zu Christi Himmelfahrt (erster blauer Balken), dass es 2011 bei Diesel und dem Produktpreis (PP) vor dem Feiertag zu einem Preisanstieg kam. Während des Wochenendes sank der Produktpreis merklich, der Dieselpreis aber erst nach dem Wochenende. Auch im Jahr 2012 fand ein leichter Preisanstieg bei Diesel und dem PP vor dem Feiertag statt, danach sanken beide Preise.

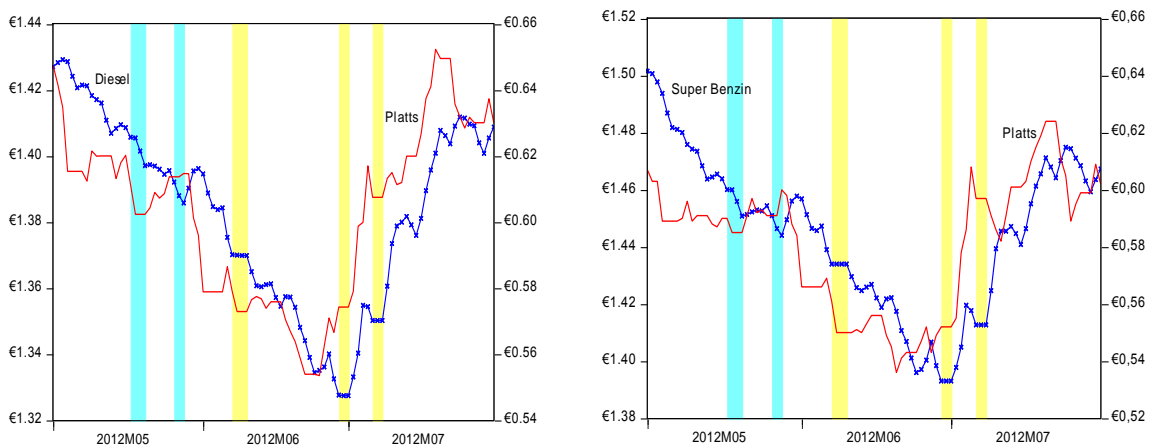


Abbildung 2: Verlauf Österreichische Durchschnittspreise Diesel, Super Benzin und Platts Notierung, Mai- Juni 2012

Bei Super Benzin gab es 2011 einen ähnlichen Verlauf. 2012 sieht man für die Platts Notierung eine andere Entwicklung. Hier kam es nicht vor, sondern nach dem Wochenende zu einer Preiserhöhung. Der Benzinpreis verhielt sich 2012 ähnlich wie der Dieselpreis.

Am Pfingstweekenende (zweiter blauer Balken) 2011 sieht man einen rasanten Anstieg der Platts Notierungen und des Dieselpreises an den Tagen vor dem Wochenende. Während des Wochenendes sank der durchschnittliche Dieselpreis, danach zog er wieder kräftig an. Der PP sank erst nach dem Wochenende. 2012 sank der Dieselpreis während des Wochenendes, danach stieg er wieder an. Der PP stieg vor dem Wochenende leicht und sank danach erheblich.

Bei Super Benzin sieht man beim PP 2011 einen leichten Anstieg vor dem Wochenende, danach einen klaren Rückgang. Der Benzinpreis hingegen sank am Wochenende drastisch und stieg dann ebenso an. 2012 war der Verlauf bei diesen Preisen in etwa gleich.

Am Fronleichnams-Weekenende (erster gelber Balken) 2011 wurde die Talfahrt des PP vom Dieselpreis im Wesentlichen nachvollzogen. Im Jahr 2012 befand sich der durchschnittliche Dieselpreis vor und nach dem ersten regulierten Wochenende im Sinkflug. Bis auf einen leichten Anstieg vor dem Feiertag galt das auch für den PP.

Bei Super Benzin ist am Fronleichnam-Weekenende 2011 beim PP und beim Tankstellenpreis ein klarer Rückgang erkennbar. 2012 befanden sich beide Preise vor und nach dem Wochenende auf Talfahrt.

An den Tagen vor dem ersten Ferienreiseweekenende (zweiter gelber Balken) im Jahr 2011 gab es einen signifikanten Anstieg des PP für Diesel, zum Wochenende hin sank dieser dann und stieg danach bis zum zweiten Ferienreiseweekenende (dritter gelber Balken) erheblich an. Bei den Tankstellenpreisen kam es bei beiden Sorten am Wochenende zu einem leichten Preisanstieg, danach sanken beide Preise leicht und stiegen bis zum zweiten Reiseweekenden wieder an. Am zweiten Reiseweekende sanken beide Preise leicht und stiegen danach kräftig nach oben.

Im Jahr 2012 gab es bei den Produktpreisen einen ähnlichen Verlauf an beiden Reiseweekenden. Eine leichte Erhöhung vor dem ersten Wochenende und eine starke vor dem zweiten. An den Zapfsäulen kam es bei Diesel und Super Benzin zu einer synchronen Preiserhöhung vor den beiden Korridoren, zu einem Rückgang am ersten Tag des jeweiligen Korridors und zu einer kräftigen Preiserhöhung nach den Wochenenden.

Ein nächster Schritt in dieser Analyse ist es nun festzustellen, ob sich ein Muster in der Preisanpassung der Spritpreise als Reaktion auf eine Veränderung in den Platts Notierungen feststellen lässt.

4. Empirische Analyse

4.1. Empirisches Modell

Bevor untersucht werden kann welche Auswirkungen die Spritpreiskorridore auf die Konsumentenwohlfahrt hatten, muss ein Modell gefunden werden, welches den zugrundeliegenden datengenerierenden Prozess möglichst gut beschreibt. Aus einer Vielzahl von Studien in diesem Bereich sind folgende Fakten bekannt³:

1. Spritpreise und Produktpreise (oder Rohölpreise) weisen eine Kointegrationsbeziehung auf⁴.
2. Die Preistransmission von Upstream- zu Downstream-Preisen ist asymmetrisch.
3. Die Volatilität solcher Preise schwankt beträchtlich, d.h. es lassen sich Volatilitätscluster beobachten.

In weitere Folge wird nun untersucht, ob sich diese Charakteristika in den vorliegenden Daten finden lassen. Sollte dies der Fall sein, könnte man die Daten mittels eines dafür viel verwendeten asymmetrischen Fehlerkorrekturmodelles mit GARCH-Fehlern⁵ modellieren.

Um eine mögliche Kointegrationsbeziehung zwischen den durchschnittlichen Tankstellenpreisen und den durchschnittlichen Rotterdamer Produktpreisen aufzuzeigen, wurde zunächst eine visuelle Inspektion der Zeitreihen vorgenommen. Der Zeitraum der verwendeten Daten für diese Analyse reicht wie schon beschrieben vom 1.1.2011 bis zum 31.8.2012.

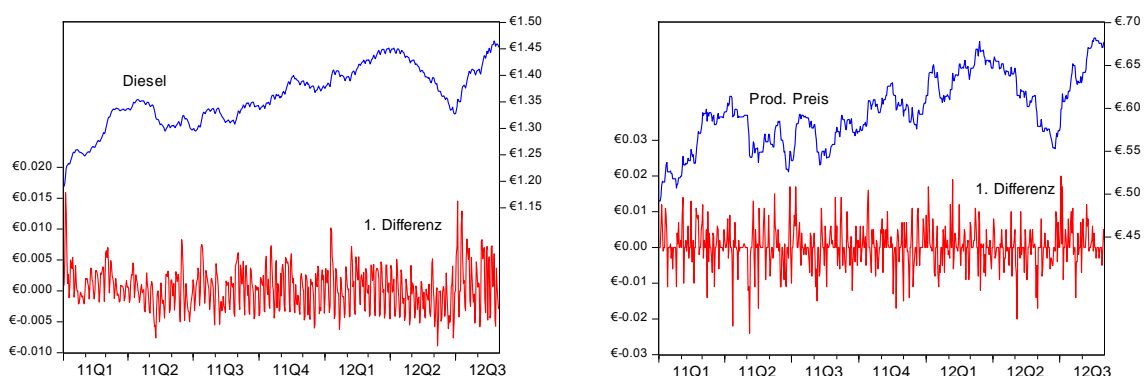


Abbildung 3: Niveaus und 1. Differenzen der Tankstellen- und Produktpreise für Diesel, 1.1.2011 - 31.8.2012

³ siehe z.B. Grasso und Manera (2007), Bettendorf, Van der Geest und Kuper (2005) oder Sharma und Kaltenbrunner (2008).

⁴ Zwei Zeitreihen weisen eine Kointegrationsbeziehung auf, wenn beide Zeitreihen integrierte Prozesse sind und eine Linearkombination dieser einen niedrigeren Integrationsgrad aufweist als die Ausgangszeitreihen, siehe dazu auch Engle und Granger (1987).

⁵ generalized autoregressive conditional heteroscedasticity

Die Bilder in Abbildung 3 und Abbildung 4 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.

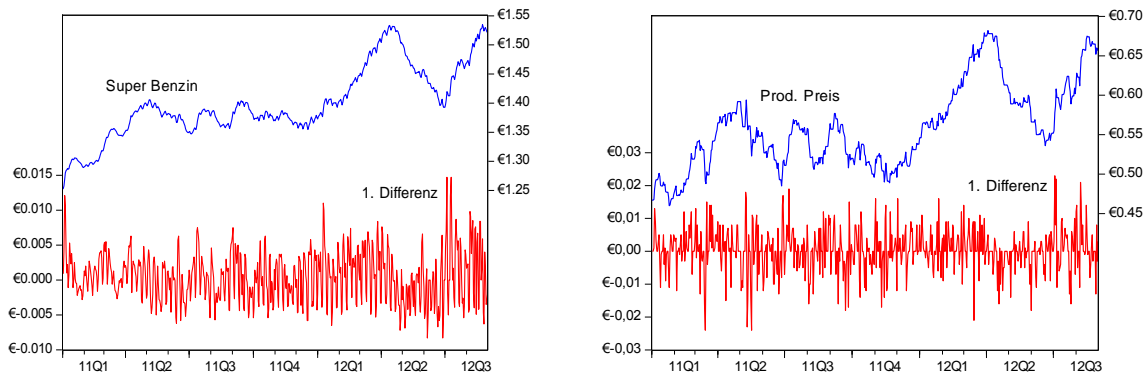


Abbildung 4: Niveaus und 1. Differenzen der Tankstellen- und Produktpreise für Super Benzin, 1.1.2011 - 31.8.2012

Die Ergebnisse in Tabelle 1 bestätigen, dass alle betrachteten Zeitreihen integriert der Ordnung Eins (sprich $I(1)$) sind. Es beschreibt dort *Diesel* und *Super* den jeweiligen durchschnittlichen Tankstellenpreis in Österreich und *pp* den jeweiligen Produktpreis, ein Δ steht für die erste Differenz einer Variablen.

Variable	ADF-Stat.	Lag-Länge	Variable	ADF-Stat.	Lag-Länge
<i>Diesel</i>	-1,799	13	Δ <i>Diesel</i>	-5,282*	12
pp^{Diesel}	-2,299	1	Δpp^{Diesel}	-21,611*	0
<i>Super</i>	-1,639	8	Δ <i>Super</i>	-5,296*	7
pp^{Super}	-1,464	0	Δpp^{Super}	-23,040*	0

* steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1%; ADF-Test jeweils mit Konstanter;

Tabelle 1: ADF - Unit Root Tests

Bevor eine mögliche Kointegrationsbeziehung zwischen den Preisen untersucht wird, soll überprüft werden, ob tatsächlich Treibstoffpreise auf Veränderungen in den Rotterdamer Produktnotierungen regieren und nicht umgekehrt. Mit anderen Worten, es wird die Richtung einer Kausalität geprüft. Eine viel verwendete Methode dazu ist der Granger Kausalitätstest⁶.

Wir sehen in Tabelle 2, dass die Hypothesen: "keine Granger Kausalität von pp^{Diesel} nach *Diesel*" und "keine Granger Kausalität von pp^{Super} nach *Super*" ganz klar abgelehnt werden. Das heißt, die vermutete Richtung des Einflusses der Rotterdamer Produktpreise auf die Tankstellenpreise ist richtig.

⁶ Siehe Granger (1980)

Nullhypothese	F-Stat.
pp^{Diesel} nicht kausal für $Diesel$	36,666*
$Diesel$ nicht kausal für pp^{Diesel}	1,921
pp^{Super} nicht kausal für $Super$	27,382*
$Super$ nicht kausal für pp^{Super}	1,683

* steht für Signifikanz bei einem Niveau von 1%;
die verwendete Lag-Länge ist 4

Tabelle 2: Granger Kausalitätstests

Um die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zu überprüfen, wird die zweistufige Engle und Granger (1987) Methode angewendet. Es werden dabei in einem ersten Schritt für das Sample die folgenden langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen geschätzt:

$$\begin{aligned}
 Diesel_t &= a_D + b_D(pp_t^{Diesel}) + ecm_t^{Diesel} \\
 Super_t &= a_S + b_S(pp_t^{Super}) + ecm_t^{Super}
 \end{aligned} \quad (1)$$

mit ecm_t dem Fehlerterm der Gleichungen. Der in einem zweiten Schritt durchgeführte ADF-Test für diese Residuen ergibt eine Teststatistik von -5,384 für Diesel und -3,906 für Super Benzin. Damit kann die Nullhypothese auf Vorliegen von Einheitswurzeln auf dem 1% Signifikanzniveau verworfen werden und die beiden Variablen können jeweils als kointegrierte Zeitreihen aufgefasst werden⁷.

Ist eine solche langfristige Beziehung zwischen zwei Variablen nachgewiesen, ist es üblich ein Fehlerkorrekturmodell (Error Correction model, ECM) für eine Schätzung heranzuziehen. Da uns jedoch auch interessierte, ob es Asymmetrie in der Preisanpassung gibt, müssen zuerst einmal die Rotterdamer Produktpreise in ihre Anstiegs- und Rückgangs-Komponenten entsprechend der folgenden Spezifikation getrennt werden⁸:

$$\Delta pp_t = \Delta pp_t^+ + \Delta pp_t^-$$

mit
$$\Delta pp_t^+ = \begin{cases} pp_t - pp_{t-1} & \text{falls } (pp_t - pp_{t-1}) > 0 \\ 0 & \text{falls } (pp_t - pp_{t-1}) < 0 \end{cases}$$

und
$$\Delta pp_t^- = \begin{cases} pp_t - pp_{t-1} & \text{falls } (pp_t - pp_{t-1}) < 0 \\ 0 & \text{falls } (pp_t - pp_{t-1}) > 0 \end{cases}$$

Für die Residuen aus Gleichung 1 wird dieselbe Trennung vorgenommen⁹:

$$ecm_t = ecm_t^+ + ecm_t^-$$

mit
$$ecm_t^+ = \begin{cases} ecm_t - ecm_{t-1} & \text{falls } (ecm_t - ecm_{t-1}) > 0 \\ 0 & \text{falls } (ecm_t - ecm_{t-1}) < 0 \end{cases}$$

und
$$ecm_t^- = \begin{cases} ecm_t - ecm_{t-1} & \text{falls } (ecm_t - ecm_{t-1}) < 0 \\ 0 & \text{falls } (ecm_t - ecm_{t-1}) > 0 \end{cases}$$

⁷ auch der Johansen Kointegrationstest besagt eindeutig, dass es eine Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden Variablen gibt.

⁸ Die Superscripts "Diesel" und "Super" werden hier vernachlässigt, vorgenommen werden die Trennungen natürlich für beide Spritsorten.

⁹ Dieser Term wird auch als Fehlerkorrekturterm bezeichnet und gibt im unten beschriebenen Modell die Geschwindigkeit zurück zum Gleichgewicht nach einem Schock an.

Diese Terme werden nun verwendet um das folgende asymmetrische EGARCH- ARIMA¹⁰ Fehlerkorrekturmodell zu schätzen:

$$\Delta sprit_t = \alpha + \sum_{i=1}^d \theta_i \Delta sprit_{t-i} + \delta^+ ecm_{t-1}^+ + \delta^- ecm_{t-1}^- + \sum_{i=0}^n \lambda_i^+ \Delta pp_{t-i}^+ + \sum_{j=0}^m \lambda_j^- \Delta pp_{t-j}^- + \sum_{k=1}^o \varphi_k dumm_{t,k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{mit} \quad \log(\sigma_t^2) = \varpi + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (3)$$

$$\text{und} \quad \varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \rho_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{j=1}^p \eta_j v_{t-1} + v_t \quad (4)$$

sprit steht für die Treibstoffsorte Diesel oder Super Benzin, *pp* für den dazugehörigen Produktpreis, *dumm* steht für eine Dummy Variable, welche die wöchentliche Zyklizität und andere strukturelle Eigenschaften in den Daten abfangen soll, ε_t ist der Fehlerterm und σ_t^2 ist die Varianz der Fehler.

Mit Gleichung 2 werden der Zusammenhang zwischen dem jeweiligen Spritpreis und dem Produktpreis und die Reaktion einer Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht abgeschätzt. Gleichung 3 dient zur Modellierung der heterogenen Varianz und Gleichung 4 trägt einer möglichen Autokorrelation in den Residuen Rechnung.

Mit Hilfe dieses Modellansatzes sollen folgende Charakteristika in den Daten abgebildet werden:

- mögliche langfristige (kointegrierende) Zusammenhänge zwischen den Sprit- und den Produktpreisen (ECM),
- mögliche Heteroskedastie (Volatilitätscluster) in den Daten,
- mögliche Autokorrelation in den Residuen.

Nach Schätzung des Modells ist es dann möglich, bezüglich folgender Arten asymmetrischer Preisanpassung Tests durchzuführen¹¹:

- Mengenasymmetrie falls $\sum_i \lambda_i^+ \neq \sum_i \lambda_i^-$,
- zeitliche Asymmetrie falls $\lambda_i^+ \neq \lambda_i^-$ für mindestens ein i ,
- Gleichgewichtsanzpassungs-Asymmetrie falls $\delta^+ \neq \delta^-$,
- Schockasymmetrie falls $\gamma_k \neq 0$.

4.1.1. Das Dieselpreismodell

Die Schätzung für die durchschnittlichen Dieselpreise in Österreich für den Zeitraum 1. Jänner 2011 bis 31. August 2012 ist in Tabelle 3 wiedergegeben. Die Auswahl der Variablen in diesem EGARCH(1,1) Modell erfolgte nach Signifikanz der geschätzten Koeffizienten und dem Akaike Informationskriterium (AIC). Der angegebene ARCH-LM

¹⁰ EGARCH = Exponential GARCH, ARIMA = Autoregressive Integrated Moving Average

¹¹ Siehe auch Bettendorf, van der Geest und Kuper (2005)

Test zeigt, dass die verwendete Modellierung geeignet ist, um die Heteroskedastie zu beschreiben und dass der Volatilitätsprozess stationär ist ($|\beta| < 1$)¹². Die Durbin-Watson Teststatistik bestätigt zudem, dass keine Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen vorliegt¹³.

Das Dieselpreismodell		
	Koeffizient	Prob.
θ_{-1}	0.407	0.000
θ_{-2}	-0.601	0.000
θ_{-3}	0.856	0.000
δ	-0.001	0.191
λ_{-1}	0.060	0.001
λ_{-2}	0.044	0.014
λ_{-3}	0.127	0.000
λ_{-4}	0.039	0.032
λ_{-5}	0.042	0.038
λ_{+1}	0.096	0.000
λ_{+2}	0.079	0.000
λ_{+3}	0.140	0.000
λ_{+4}	0.061	0.001
λ_{+5}	0.018	0.315
ϕ^{Di}	0.001	0.005
ϕ^{Mi}	0.003	0.000
ϕ^{Fr}	-0.001	0.026
ϕ^{Sa}	-0.003	0.000
ϕ^{So}	-0.004	0.000
ϕ^{Reg}	-0.0005	0.001
ρ_1	0.449	0.000
ρ_2	-0.180	0.000
ρ_4	-0.103	0.009
ρ_5	0.150	0.000
ρ_7	0.167	0.000
η_1	-0.505	0.000
η_2	0.399	0.000
η_3	-0.880	0.000
α_1	0.871	0.000
β_1	0.417	0.000
γ_1	0.131	0.057
Nobs		597
Adj. R ²		0.722
AIC		-9.975
DW		1.934
ARCH-LM		0.789

Prob. gibt die Wahrscheinlichkeit an, beider die H gerade noch abgelehnt wird.
Nobs. ist die Anzahl der Beobachtungen, Adj. R2 ist das bereinigte R2
AIC das Akaike Informationskriterium, DW steht für den Durbin-Watson Test
und in der Zeile ARCH-LM steht der p-Wert des ARCH Lagrange Multiplier Tests.
Eine Konstante wurde mitgeschätzt.

Tabelle 3

Als erstes beim Dieselpreismodell ist in Tabelle 3 augenscheinlich, dass der Dieselpreis signifikant vom Preis der Vorperioden bestimmt wird, es sind dies die signifikanten Koeffizienten θ_{-1} - θ_{-3} . Der Fehlerkorrekturterm (δ) hingegen kann nicht als signifikant von Null verschieden angesehen werden. D.h. eine Dauer für die langfristige Anpassung zurück zum Gleichgewichtspfad des Dieselpreises kann hier nicht gemessen werden. Für die kurzfristige Anpassung des durchschnittlichen Dieselpreises als Reaktion auf

¹² Die Nullhypothese: es gibt keine ARCH Effekte, wird nicht abgelehnt:

¹³ Eine zusätzliche Überprüfung der Autokorrelationsfunktion zeigt, dass keine nennenswerte Autokorrelation höherer Ordnung vorliegt.

Produktpreisänderungen sehen wir signifikante Preisanpassungen am nächsten Tag und den Tagen danach, unabhängig von der Richtung der Preisveränderung beim Produktpreis. Der Dieselpreis reagiert also immer unmittelbar am ersten Tag nach einer Produktpreiserhöhung und einer Produktpreissenkung¹⁴.

Um zu entscheiden ob Zeitasymmetrie, Mengen - oder Schockasymmetrie vorliegt, wurde der Wald Test auf Koeffizienten Restriktionen durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Mengenasymmetrie liegt vor wenn $\sum_i \lambda_i^+ \neq \sum_i \lambda_i^-$ gilt. Zeitliche Asymmetrie ist gegeben wenn $\lambda_i^+ \neq \lambda_i^-$ für mindestens ein i ist und Schockasymmetrie liegt vor wenn $\gamma_1 \neq 0$ ist.

Diesel Asymmetrie Tests		
Hypothese	F-Statistik	Prob.
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = \sum_j \lambda_j^-$	6.249	0.013
$H_0 : \lambda_i^+ = \lambda_i^-, \forall i$	2.046	0.071
$H_0 : \gamma_1 = 0$	3.628	0.057

Tabelle 4

Beim Test auf Mengenasymmetrie kann die Nullhypothese bei einem Signifikanzniveau von 5% verworfen werden. Es ist also das kumulierte Ausmaß der Preisweitergabe als Reaktion auf eine Produktpreis Erhöhung oder Senkung nicht gleich. Laut Tabelle 3 erhält man in fünf Tagen eine kumulierte Preisweitergabe von 37,6% bei Produktpreissteigerungen, beim Sinken der Rotterdam Notierungen werden diese aber nur zu 31,2% weitergegeben. Der Test bestätigt, dass es zwischen diesen beiden Größen einen statistisch signifikanten Unterschied gibt.

Anders verhält es sich bei der zeitlichen Asymmetrie. Hier kann die Nullhypothese bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden. D.h. eine zeitliche Asymmetrie in der Preisweitergabe ist unwahrscheinlich. Auch die Hypothese auf Schockasymmetrie kann laut Tabelle 4 auf dem 5% Niveau verworfen werden. Dies ist allerdings knapp, auf dem 6% Niveau kann sie nicht mehr verworfen werden. Es ist also im Bereich des Möglichen, dass positive und negative Produktpreisschocks unterschiedliche Auswirkungen auf die Preisvolatilität des Dieselpreises in Österreich haben.

4.1.2. Das Benzinpreismodell

Die Schätzung für die durchschnittlichen Preise für Super Benzin in Österreich für den Zeitraum 1. Jänner 2011 bis 31. August 2012 ist in Tabelle 5 wiedergegeben. Die Auswahl der Variablen in diesem EGARCH (1,1) Modell erfolgte wieder nach Signifikanz der geschätzten Koeffizienten und dem AIC. Auch hier zeigt der angegebene ARCH-LM Test, dass die verwendete Modellierung geeignet ist um die Heteroskedastie zu beschreiben

¹⁴ Zusätzlich zu den Dummy Variablen für verschiedene Wochentage wurde auch eine Dummy für die regulierten Wochenenden (φ^{Reg}) in die Schätzung aufgenommen.

und dass der Volatilitätsprozess stationär ist ($|\beta| < 1$). Es liegt wieder keine Autokorrelation in den Residuen vor.

Auch bei Super Benzin wird der Durchschnittspreis signifikant vom Preis der Vorperioden bestimmt. Im Gegensatz zum Dieselpreismodell ist der Fehlerkorrekturterm (δ) hier signifikant bei einem Niveau von 5%, allerdings ist der Wert extrem klein.

Das Benzinpreismodell		
	Koeffizient	Prob.
θ_{-1}	1.071	0.000
θ_{-2}	-0.338	0.000
θ_{-3}	0.134	0.002
δ	-0.001	0.046
λ_{-1}	0.029	0.072
λ_{-2}	0.013	0.530
λ_{-3}	0.038	0.061
λ_{-4}	0.004	0.851
λ_{-5}	0.015	0.372
λ_{-1}^+	0.048	0.005
λ_{-2}^+	0.029	0.161
λ_{-3}^+	0.007	0.728
λ_{-4}^+	0.024	0.190
λ_{-5}^+	-0.001	0.939
ϕ^{Mo}	0.004	0.000
ϕ^{So}	-0.003	0.000
ϕ^{Reg}	0.001	0.000
ρ_2	-0.727	0.000
ρ_3	0.258	0.000
ρ_7	0.3857	0.000
ρ_9	0.262	0.000
η_1	-0.599	0.000
η_2	0.485	0.000
η_3	-0.771	0.000
α_1	0.585	0.000
β_1	0.449	0.012
γ_1	0.070	0.367
Nobs		595
Adj. R ²		0.726
AIC		-9.839
DW		2.081
ARCH-LM		0.794
<small> Prob. gibt die Wahrscheinlichkeit an, beider die H₀ gerade noch abgelehnt wird. Nobs. ist die Anzahl der Beobachtungen, Adj. R² ist das bereinigte R² AIC das Akaike Informationskriterium, DW steht für den Durbin-Watson Test und in der Zeile ARCH-LM steht der p-Wert des ARCH Lagrange Multiplier Tests. Eine Konstante wurde mitgeschätzt. </small>		

Tabelle 5

Für die kurzfristige Anpassung des durchschnittlichen Benzinpreises als Reaktion auf eine Produktpreissenkung sehen wir eine signifikante Preisreaktion am nächsten Tag und am dritten Tag danach. Bei einer Erhöhung der Platts Notierung findet die gesamte Anpassung am Tag danach statt.

Um zu entscheiden ob Zeitasymmetrie, Mengen - oder Schockasymmetrie vorliegt, wurde wieder der Wald Test auf Koeffizientenrestriktionen durchgeführt. Die Ergebnisse in Tabelle 6 zeigen, dass keine der Nullhypothesen abgelehnt wird. Es findet sich bei Super Benzin also weder zeitliche noch mengenmäßige und auch keine Schockasymmetrie. D.h.

es finden sich keine Indizien für unterschiedliche Auswirkungen von Produktpreissenkungen und -erhöhungen auf den Benzinpreis und dessen Volatilität.

Benzin Asymmetrie Tests		
Hypothese	F-Statistik	Prob.
$H_0 : \sum_i \lambda_i^+ = \sum_j \lambda_j^-$	0.327	0.568
$H_0 : \lambda_i^+ = \lambda_i^-, \forall i$	0.457	0.808
$H_0 : \gamma_1 = 0$	0.816	0.367

Tabelle 6

4.2. Prognose

4.2.1. Modellprognose Diesel

Im Folgenden wird eine Prognose über den Verlauf des Dieselpreises für die Zeiträume um die Spritpreiskorridore abgegeben¹⁵. Die Prognose wurde für die Differenzen des Dieselpreises erstellt (auf denen ja auch das Modell basiert). Die Preise in Levels wurden dann mithilfe des tatsächlichen Dieselpreises am Beginn des Prognose-Zeitraumes rückgerechnet. Wir sehen in Abbildung 5 eine Prognose ab dem 4.6.2012. Der Zeitraum in dem der Tankstellenpreis den gesamten Tag nicht geändert werden durfte ist farbig hinterlegt (am ersten Tag des Korridors durften Preise ja immer noch bis 11.00 Uhr gesenkt werden). In der Abbildung sehen wir, dass der tatsächliche Preis am 5.6. knapp über dem Prognosepreis lag, allerdings nicht signifikant (weil innerhalb des

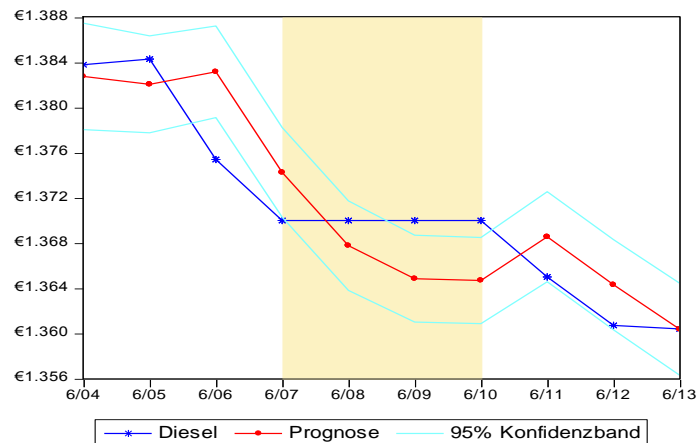


Abbildung 5: Prognose des Dieselpreises (Levels) für das Fronleichnams-Wochenende

¹⁵ Grundlage für die Erstellung der Prognose ist das Modell in Tabelle 3 mit dem gesamten Beobachtungszeitraum aber einer Dummy für die regulierten Wochenenden. Alternativ wurden auch Prognosen mit einem Sample ohne die regulierten Wochenenden gemacht. Aufgrund der Prognosegüte (entschieden anhand von Theil's Ungleichheitskoeffizienten) wurde aber dem Modell in Tabelle 3 der Vorzug gegeben. Weitere Einzelheiten zu dieser Art einer dynamischen Prognose mit verzögerten abhängigen Variablen finden sich in Wang und Jain, Kap. 3 (2003).

Konfidenzbandes)¹⁶. Danach liegt der prognostizierte Preis signifikant über dem Dieselpreis. Während des Korridors kehrt sich das Bild um, der Prognosepreis liegt signifikant unter dem Dieselpreis. Nach dem Korridor entwickeln sich beide Preise gegenläufig, hier ist der Unterschied allerdings nicht mehr signifikant.

Um diese Unterschiede zu quantifizieren wurde der durchschnittliche Tagesdieselvebrauch an Österreichs Tankstellen im Monat Juni 2012 als Gewichtung verwendet. Laut Verbrauchsstatistik des BMWFJ betrug der Dieselvebrauch im Juni 2012 rund 616 Mio. Liter (513.486 Tonnen)¹⁷. Wenn man bedenkt, dass davon rund 57% an Tankstellen verkauft wird (der Rest wird über den Großhandel abgesetzt)¹⁸, erhält man einen Tagesdieselvebrauch von rund 11,72 Mio. Liter.

Differenz Dieselpreis - Prognose (in Euro)	
6.6.	90.966
7.6.	49.881
9.6.	-60.358
10.6.	-62.344
Nettoeffekt	18.146

Tabelle 7: Quantifizierung Fronleichnams-Wochenende

In weiterer Folge gehen bei der Quantifizierung der Effekte nur signifikante Unterschiede vor und während der Spritpreiskorridore in die Berechnungen ein. Für das Fronleichnams-Wochenende lassen sich die Effekte für Diesel an den einzelnen Tagen wie in Tabelle 7 beziffern. Eine Zahl mit einem positiven Vorzeichen bezeichnet hier eine Ersparnis (Prognosepreis war signifikant höher als tatsächlicher Preis) und eine Zahl mit negativem Vorzeichen eine Belastung (tatsächlicher Preis war signifikant höher als Prognosepreis). Für Fronleichnam sehen wir, dass sich ein leicht positiver Nettoeffekt mit einer Ersparnis von rund € 18.000 ergibt¹⁹.

Die Prognose für den Dieselpreis zum Spritpreiskorridor am 1. Reisewochenende ist in Abbildung 6 wiedergegeben. Wir sehen hier wie beim Fronleichnams-Wochenende einen Dieselpreis der vor dem Korridor (27.6.) signifikant über dem Prognosepreis liegt, danach sinkt dieser signifikant unter den Prognosepreis. Während des Korridors und in den ersten Tagen danach unterscheiden sich die Preise nicht signifikant. Bei einer Quantifizierung sieht man in Tabelle 8 einen klar positiven Nettoeffekt des Spritpreiskorridors zum 1. Reisewochenende.

¹⁶ Das 95% Konfidenzband ist jener Bereich in dem sich bei ständig wiederholter Prognose 95% der Prognosewerte finden werden, d.h. mit 95 prozentiger Wahrscheinlichkeit wird der Prognosewert in diesem Bereich liegen. Darauf aufbauend wird ein Unterschied zwischen tatsächlichem Wert und Prognosewert nur dann als signifikant angesehen, wenn sich der tatsächliche Wert (der Tankstellenpreis) außerhalb des Konfidenzbandes befindet.

¹⁷ abrufbar unter: http://portal.wko.at/wk/kontakt_dst.wk?dstid=308

¹⁸ Laut Schätzung des Fachverbands der Mineralölindustrie

¹⁹ Wie in Fußnote 16 beschrieben, werden nur signifikante Unterschiede berücksichtigt. Daher ist in Tabelle 7 keine Differenz für den 8.6. eingetragen.

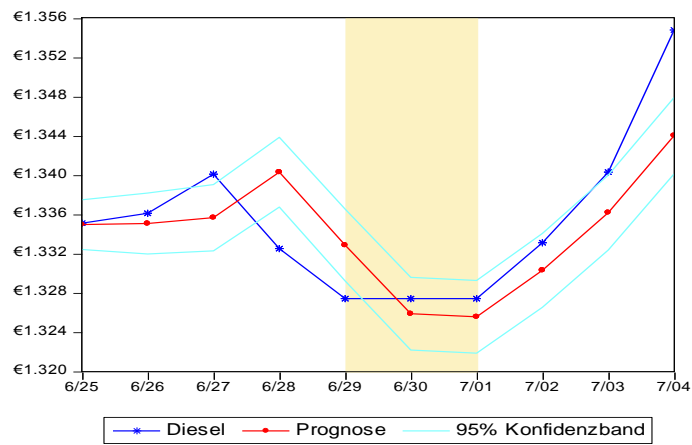


Abbildung 6: Prognose des Dieselpreises (Levels) für das 1. Reisewochenende

Differenz Dieselpreis - Prognose (in Euro)	
27.6.	-52.102
28.6.	91.354
29.6.	64.009
Nettoeffekt	103.262

Tabelle 8: Quantifizierung 1. Reisewochenende

In Abbildung 7 ist die Prognose für den Dieselpreis zum Spritpreiskorridor am 2. Reisewochenende dargestellt. Hier steigt der Prognosepreis vor dem Korridor signifikant über den tatsächlichen Dieselpreis. Während des Korridors am 7. und 8. Juli ist kein signifikanter Unterschied auszumachen.

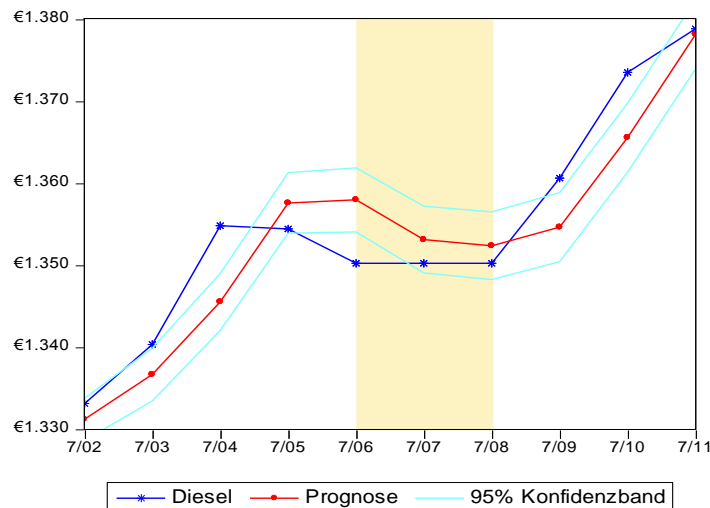


Abbildung 7: Prognose des Dieselpreises (Levels) für das 2. Reisewochenende

Die Quantifizierung der Effekte sehen wir in Tabelle 9. Aufgrund der Prognose die am 3. und 4.7. deutlich geringer ausfällt als der tatsächliche Dieselpreis, ergibt sich für das 2. Reisewochenende ein leicht negativer Effekt von rund € 23.900.

Differenz Dieselpreis - Prognose (in Euro)	
3.7.	-42.760
4.7.	-109.065
5.7.	37.165
6.7.	90.748
Nettoeffekt	-23.912

Tabelle 9: Quantifizierung 2. Reisewochenende

4.2.2. Modellprognose Super Benzin

In diesem Abschnitt wird auf Basis des geschätzten Modells von Tabelle 5 eine Prognose über den Verlauf des Benzinpreises für die Zeiträume um die Spritpreiskorridore abgegeben. Methodisch wird bei der Prognose, als auch bei der Quantifizierung der Effekte, genau gleich vorgegangen wie beim Dieseltreibstoff in Absatz 4.2.1²⁰.

In Abbildung 8 ist die Prognose für den Benzinpreis für die Zeit um Fronleichnam abgebildet. Die Zeit in der keinerlei Preisveränderung erlaubt war ist wieder farbig hinterlegt. Wie beim Diesel sehen wir am 6. und 7. Juni einen Prognosepreis der

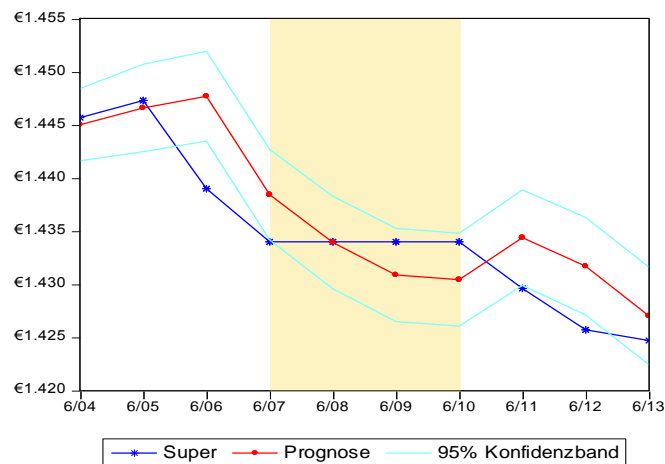


Abbildung 8: Prognose des Benzinpreises (Levels) für das Fronleichnams-Wochenende

signifikant höher liegt als der tatsächliche Preis. Während des Korridors unterscheiden sich die Preise jedoch nicht signifikant. In Summe ergibt sich also für das Fronleichnams-Wochenende auch bei Super Benzin ein positiver Effekt aus dem Spritpreiskorridor. Das Ausmaß dieses Effekts ist in Tabelle 10 wiedergegeben.

²⁰ Als Basis für die Quantifizierung der Effekte dient ein Tagesverbrauch von 533.000 Liter Super Benzin.

Differenz Benzinpreis - Prognose (in Euro)	
6.6.	4.642
7.6.	2.361
Nettoeffekt	7.003

Tabelle 10: Quantifizierung Fronleichnam-Wochenende

Für die Zeit um den zweiten Spritpreiskorridor (das 1. Reisewochenende) ist die Prognose und der tatsächliche Verlauf des Benzinpreises in Abbildung 9 dargestellt. Auch in diesem Fall sind der Preisverlauf und die Prognose jenen von Diesel sehr ähnlich. Ein negativer Effekt ergibt sich am 27.6. Hier liegt der Benzinpreis signifikant über der Prognose. An den beiden Tagen danach ist der Prognosepreis höher als der Benzinpreis, also ein positiver Effekt. An den restlichen Tagen sind die Differenzen nicht signifikant. Die Berechnung mit dem Nettoeffekt findet sich in Tabelle 11.

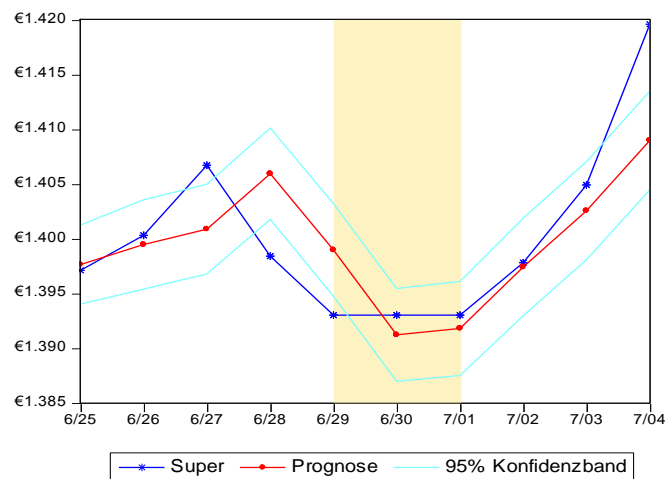


Abbildung 9: Prognose des Benzinpreises (Levels) für das 1. Reisewochenende

Differenz Benzinpreis - Prognose (in Euro)	
27.6.	-3.107
28.6.	4.015
29.6.	3.176
Nettoeffekt	4.084

Tabelle 11: Quantifizierung 1. Reisewochenende

In Abbildung 10 ist die Prognose für den Benzinpreis zum Spritpreiskorridor am 2. Reisewochenende dargestellt. Auch hier ist kaum ein Unterschied zum Verlauf und der Prognose des Dieselpreises festzustellen. Ein negativer Effekt ergibt sich wieder am 4.7., der tatsächliche Preis liegt klar über dem Prognosepreis. Am 5.7. ist der Unterschied nicht signifikant, an den beiden Tagen danach sieht man aber wieder einen klar positiven Effekt.

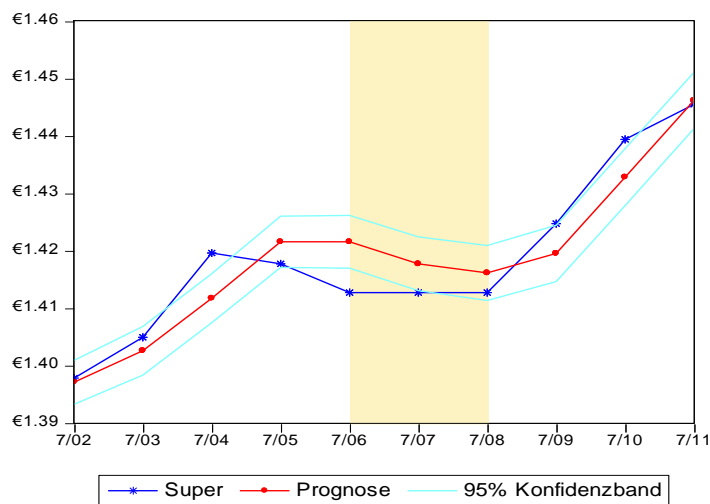


Abbildung 10: Prognose des Benzinpreises (Levels) für das 2. Reisewochenende

Eine Quantifizierung des Nettoeffekts aus den Unterschieden des tatsächlichen Preisverlaufs und der Prognose ist in Tabelle 12 dargestellt. Wie oben beschrieben ergibt sich für diesen Zeitraum ein positiver Effekt welcher mit EUR 3.191 beziffert werden kann.

Differenz Benzinpreis - Prognose (in Euro)	
4.7.	-4.200
6.7	4.712
7.7.	2.679
Nettoeffekt	3.191

Tabelle 12: Quantifizierung 2. Reisewochenende

5. Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurde versucht die Auswirkungen der Verordnung BGBl.II 186/2012 (der Spritpreiskorridore) für Tankstellenkunden zu evaluieren. Zu diesem Zweck wurde ein ökonometrisches Modell (ein EGARCH-ARIMA Fehlerkorrekturmodell) mit Tagesdaten von durchschnittlichen Spritpreisen (Diesel und Super Benzin) in Österreich und von Platts-Notierungen (Produktpreisen) für den Zeitraum 1. Jänner 2011 bis 31. August 2012 geschätzt.

Die Schätzung des Modells für Super Benzin ergab, dass eine mengenmäßige oder zeitliche Asymmetrie in der Preisweitergabe nicht gemessen werden kann. Bei Diesel lässt sich eine geringe Mengenasymmetrie feststellen, eine zeitliche Asymmetrie in der Preisweitergabe ist aber auch hier nicht eindeutig messbar.

Auf Basis der geschätzten Modelle wurde eine Prognose über die Entwicklungen des Diesel- und Benzinpreises für die Zeiträume der Spritpreiskorridore abgegeben. Unter Zuhilfenahme dieser Prognosen wurde dann versucht die Effekte der Verordnung zu quantifizieren. Als Grundlage für diese Berechnungen dienen die signifikanten Differenzen der tatsächlichen und der prognostizierten Preise (jener Preise die zu erwarten gewesen wären, wenn die Verordnung nicht in Kraft getreten wäre). Diese Werte wurden dann mit dem durchschnittlichen Tagesspritverbrauch an Österreichs Tankstellen im Monat Juni 2012 gewichtet.

Auf Basis dieser Berechnungen ergab sich ein positiver Effekt aus dem Spritpreiskorridor zum Fronleichnam-Wochenende. Bei Diesel lässt sich die Ersparnis mit rund € 18.000 beziffern, bei Super Benzin kann diese mit € 7.003 beziffert werden. Man erhält also für das Fronleichnam-Wochenende insgesamt einen positiven Effekt der Regulierung im Ausmaß von € 25.000.

Am ersten Reisewochenende (28.6. - 1.7.2012) konnte bei Diesel ein merklich größerer Effekt gefunden werden. Die Messung des Unterschieds von Prognose und tatsächlichem Preis ergab einen positiven Einfluss der Verordnung im Ausmaß von € 103.262. Bei Super Benzin belief sich die Ersparnis auf € 4.084. Es ergab sich also ein positiver Effekt des Spritpreiskorridors von rund € 107.000.

Am zweiten Reisewochenende (5.-8.7.) fand sich bei Diesel ein positiver Effekt nur an den Tagen während des Korridors. An den Tagen davor lag der Dieselpreis klar über dem Prognosepreis. In Summe ergibt sich dadurch ein leicht negativer Effekt von € 23.912. Bei Super Benzin dagegen konnte auch hier ein klar positiver Effekt gefunden werden, das Ausmaß liegt hier bei € 3.191. In Summe ergibt sich ein Aufwand von rund € 20.000 für das zweite Reisewochenende.

Werden die Effekte im Aggregat betrachtet, ergibt sich aus den Spritpreiskorridoren für Tankstellenkunden ein klar positiver Einfluss auf das Preisniveau an Österreichs Zapfsäulen. Dieser positive Einfluss lässt sich insgesamt mit rund € 111.700 beziffern. Dieser Betrag mag im Verhältnis zur umgesetzten Menge als relativ gering erscheinen. Dennoch kann davon ausgegangen werden, dass die Spritpreiskorridore weiter dazu beigetragen haben die Mineralölkonzerne dahingehend zu disziplinieren, Zapfsäulenpreise stärker an Produktpreisnotierungen zu binden²¹.

²¹ siehe z.B. http://portal.wko.at/wk/format_detail.wk?angid=1&stid=680195&dstid=310&titel=Tankstellen%3a%2cSpritpreis-Korridor%2cnicht%2cwirtschaftlich oder <http://www.news.at/a/spritpreis-korridor-schlecht-konsumenten-330378>

6. Literaturverzeichnis

Bettendorf L., Van der Geest S. A. und Kuper G.H. "Do daily retail gasoline prices adjust asymmetrically?", *CCSO Working Paper 03*, University of Groningen, (2005).

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.

Granger C. W. J., "Testing for causality: A personal viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control* 2, 329 - 352, (1980)

Grasso Margherita und Marreo Manera, "Asymmetric error correction models for the oil-gasoline price relationship"; *Energy Policy*, Vol. 35, (2007), S156-177.

Sharma S. und R. Kaltenbrunner, "Untersuchung spezifischer Problemstellungen der Märkte für Mineralölprodukte", Bundeswettbewerbsbehörde Österreich (2008), abrufbar unter:

http://www.bwb.gv.at/Untersuchungen/Documents/Spritpreisuntersuchung_gesamt.pdf

Wang George C.D. und Chaman L. Jain, "Regression Analysis - Modeling & Forecasting" Graceway Publishing Company (2003)