



Universität für Bodenkultur Wien  
University of Natural Resources  
and Life Sciences, Vienna

MINERALÖLSTEUERN ALS KLIMAPOLITISCHES INSTRUMENT:  
EINE ÖKONOMETRISCHE ANALYSE  
VON PREISELASTIZITÄTEN DER TREIBSTOFFNACHFRAGE  
IN ÖSTERREICH

MARTIN HIRT

0903646

zur Erlangung des Akademischen Grades  
DIPLOM-INGENIEUR

Department für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften  
Institut für Nachhaltige Wirtschaftsentwicklung

Betreuer: Univ.-Prof. DI Dr. Erwin Schmid

Mitbetreuer: Dr. Ulrich Morawetz

Wien, Oktober 2015





## Danksagung

Ich möchte mich an dieser Stelle bei Herrn Univ.-Prof. Dr. Erwin Schmid für die Betreuung dieser Masterarbeit bedanken. Dr. Schmid war von Beginn an für mein Interesse an diesem Thema offen, und gab mir vor allem anfangs wertvolle Tipps für den weiteren Arbeitsprozess.

Ebenfalls bedanken möchte ich mich bei Dr. Ulrich Morawetz für seine hervorragende Unterstützung, vor allem während der Umsetzung des ökonometrischen Teils der Arbeit. Ohne ihn wäre die Arbeit in der vorliegenden Form wohl nicht möglich gewesen. Danke für die lehrreiche und unkomplizierte Zusammenarbeit!

Abschließend möchte ich mich bei meinen Kolleginnen und Kollegen, Freundinnen und Freunden, und nicht zuletzt meiner Familie für die großartige Unterstützung während der letzten Jahre bedanken.

## Eidesstattliche Erklärung

Ich erkläre hiermit, dass ich die vorliegende Arbeit selbstständig verfasst, andere als die angegebenen Quellen nicht verwendet, und die den benutzten Quellen entnommenen Inhalte als solche kenntlich gemacht habe.

Zudem versichere ich, diese Masterarbeit bisher weder im In-, noch im Ausland, in irgendeiner Form als Prüfungsarbeit vorgelegt zu haben.

Wien, Oktober 2015

## Kurzfassung

Die Treibhausgasemissionen im Verkehrssektor sind in Österreich in den letzten beiden Dekaden kontinuierlich gestiegen. Treibstoffsteuern als Instrument zur Emissionsreduktion werden zwar immer wieder von Politik und Wissenschaft diskutiert, finden sich aber bis dato nicht in konkreten politischen Maßnahmen wieder. Ziel dieser Masterarbeit ist es, den österreichischen Treibstoffmarkt anhand von Zeitreihendaten ökonometrisch zu untersuchen. So werden die Benzin- und die Dieselnachfrage getrennt in mehreren, unterschiedlich spezifizierten Regressionsmodellen geschätzt. Mit einer 2Stage Least Squares Schätzung wird das dabei auftretende Simultanitätsproblem gelöst. Darüber hinaus wird versucht, anhand der geschätzten Preiselastizitäten Effekte einer Mineralölsteuererhöhung auf die verkehrsbedingten CO<sub>2</sub>-Emissionen zu prognostizieren. Bei Benzin wird je nach Modell eine Nachfrageelastizität zwischen -0,18 und -0,53 geschätzt. Bei Diesel liegen die geschätzten Nachfrageelastizitäten zwischen -1,11 und -1,29. Erhöht man die Bruttopreise der beiden Treibstoffe durch eine Mineralölsteueranpassung um jeweils 10 Cent, so könnten jährlich knapp 700.000 t CO<sub>2</sub> eingespart werden. Die Ergebnisse der F-Statistiken zeigen, dass neben dem Inlandspreis auch die Preisdifferenzen zu Nachbarstaaten signifikanten Einfluss auf die österreichische Treibstoffnachfrage haben, was auf einen Einfluss des sogenannten Tanktourismus hinweist. Modelle, die auch zeitverzögerte Preisvariablen beinhalten, zeigen verstärkte Effekte. Wird eine zukünftige Erhöhung der Mineralölsteuer von der Politik in Betracht gezogen, sollten jedoch neben ökologischen, auch ökonomische und soziale Aspekte beachtet werden.

## Abstract

Greenhouse gas emissions from the transport sector are steadily increasing in Austria since decades. Fuel taxation as instrument to reduce emissions is often discussed by politicians and scientists, but is neither implemented nor planned. The aim of this master thesis is to model the transport fuel market by econometric approaches and to estimate price elasticities of fuel demand. Gasoline and diesel demands are estimated separately using 2stage least squares estimations.

The estimated price elasticities of gasoline demand are between -0.18 and -0.53. The estimated price elasticities of diesel demand are between -1.11 and -1.29. Hence, a 10 cents increase in the gross price of both fuels through raised taxation would lead to a national CO<sub>2</sub> reduction of up to 700,000 t per year. Results also show positive and significant influences of prices of neighbor states. This could be the effect of so called "tank tourism". Lagged models show bigger effects than static ones. If Austrian policy makers intend to increase fuel taxation in future, they shall not only consider ecological, but also economic and social aspects.

# Inhaltsverzeichnis

1. EINLEITUNG .....	1
1.1. Problemstellung.....	1
1.2. Forschungsziel.....	2
1.3. Aufbau der Arbeit.....	3
2. LITERATURÜBERBLICK .....	4
2.1. Ökonometrische Modelle von Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage .....	4
2.1.1. Basismodelle .....	4
2.1.2. Weitere erklärende Variablen .....	5
2.1.3. Zeitverzögerte Variablen.....	5
2.1.4. Simultanitätsproblem.....	6
2.2. Ergebnisse ökonometrischer Modelle von Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage .....	7
2.3. Wirken von Treibstoff- bzw. Mineralölsteuern.....	9
2.3.1. Ökologische Aspekte .....	11
2.3.2. Soziale Aspekte .....	15
2.3.3. Ökonomische Aspekte.....	19
2.4. Mineralölsteuern in Österreich.....	20
2.4.1. Steuern und Abgaben im MIV .....	20
2.4.2. Diskussionen möglicher Effekte von MÖSt.-Erhöhungen.....	23
3. MATERIAL UND METHODE.....	26
3.1. Quantitative Daten.....	26
3.2. Methode .....	29
3.2.1. Multiple Regressionsgleichung und Basismodell der Treibstoffnachfrage .....	29
3.2.2. Unrestringierte Modelle und Wald-Test.....	31
3.2.3. Berechnung der Preiselastizitäten in unrestringierten Modellen.....	32
3.2.4. Simultanitätsproblem und 2 Stage Least Squares.....	33
3.2.5. Zeitverzögerte Variablen.....	34
3.2.6. Heteroskedastierobuste Standardfehler .....	35
4. ERGEBNISSE.....	36
4.1. Benzin .....	36

4.2. Diesel .....	41
5. DISKUSSION.....	46
5.1. Preiselastizitäten .....	46
5.2. Ergebnisse weiterer Variablen.....	48
5.3. Schätzung der Effekte einer MÖSt.-Erhöhung .....	49
5.4. Beantwortung der Forschungsfragen.....	49
5.5. Limitationen der Methode .....	50
6. ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNG .....	52

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Überblick von Preiselastizitäten der Benzinnachfrage.....	7
Tabelle 2:	Preiselastizitäten der Benzin- und Dieselnachfrage nach US\$-Cent/Liter und durchschnittlichem pro Kopf-Jahreseinkommen.....	8
Tabelle 3:	Effekte von höheren Steuern bzw. Preisen in ausgewählten OECD-Staaten.....	12
Tabelle 4:	„Suits-Indizes“ für sieben europäische Staaten. ....	17
Tabelle 5:	Anfallende Steuern bei Halten und Nutzung von PKW in Österreich.....	21
Tabelle 6:	Deskriptive Statistik der verwendeten Zeitreihendaten (01/05-12/14).....	27
Tabelle 7:	Verwendete unabhängige und abhängige Variablen.....	30
Tabelle 8:	Ergebnisse des 2SLS-Basismodells für Benzin.....	36
Tabelle 9:	Ergebnisse des unrestringierten 2SLS-Modells für Benzin.....	37
Tabelle 10:	Ergebnisse des 1-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Benzin, unrestringiert.....	38
Tabelle 11:	Ergebnisse des 3-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Benzin, unrestringiert.....	40
Tabelle 12:	Ergebnisse des 2SLS-Basismodells für Diesel.....	41
Tabelle 13:	Ergebnisse des unrestringierten 2SLS-Modells für Diesel. ....	42
Tabelle 14:	Ergebnisse des 1-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Diesel, unrestringiert.....	43
Tabelle 15:	Ergebnisse des 3-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Diesel, unrestringiert.....	44
Tabelle 16:	Preiselastizitäten der Benzin- und Dieselnachfrage nach 2SLS- Modell.	46

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Pigou-Steuer.....	9
Abbildung 2: Preise von Benzin in ausgewählten Staaten. ....	11
Abbildung 3: Pro Kopf-Verbrauch an Benzin in ausgewählten Staaten.....	12
Abbildung 4: Wirkung von Effizienzsteigerungen und des „Rebound-Effektes“ im US-amerikanischen MIV bis 2025. ....	14
Abbildung 5: Anteil der (Treibstoff-)Steuerlast in % des jährlichen Haushaltseinkommens nach Dezilen.....	17
Abbildung 6: Anteil der (Treibstoff-)Steuerlast in % der jährlichen Haushaltsausgaben nach Dezilen. ....	18
Abbildung 7: Benzinpreise (Eurosuper 95) und Steuern in Österreich und EU-Nachbarstaaten, 17.08.2105. ....	22
Abbildung 8: Dieselpreise und Steuern in Österreich und EU-Nachbarstaaten, 17.08.2015. ....	23
Abbildung 9: Entwicklung der Benzinnachfrage und –preise in Österreich zwischen Januar 2005 und Dezember 2014.....	28
Abbildung 10: Entwicklung der Dieselnachfrage und –preise in Österreich zwischen Januar 2005 und Dezember 2014.....	28

## Abkürzungsverzeichnis

AMS	Arbeitsmarktservice
APCC	Austrian Panel on Climate Change
BMLFUW	Bundesministerium für Land- u. Forstwirtschaft, Umwelt u. Wasserwirtschaft
BMWFW	Bundesministerium für Wissenschaft, Forschung und Wirtschaft
EIA	Energy Information Administration
EZB	Europäische Zentralbank
MIV	Motorisierter Individualverkehr
MÖSt.	Mineralölsteuer
mpg	Miles per gallon
NoVA	Normverbrauchsabgabe
OLS	Ordinary Least Squares
WIFO	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
WKO	Wirtschaftskammer Österreich
2SLS	Two Stage Least Squares

# 1. EINLEITUNG

## 1.1. Problemstellung

Seit den 1970ern ist in Österreich eine Abnahme des Bedarfes an Erdöl in den Bereichen Industrie, Stromerzeugung oder Raumwärme zu beobachten. Die dennoch steigende Inlandsnachfrage nach Mineralölprodukten ist ausschließlich auf den Verkehrssektor zurückzuführen. Damit einhergehend ist der Verkehr auch jener Sektor, indem die österreichischen Treibhausgasemissionen in den letzten beiden Dekaden am stärksten gestiegen sind (+55%) (APCC<sup>1</sup>, 2014). Und nicht zuletzt ist der Verkehr auch jener Bereich, in dem die Differenz zwischen den sektoralen Zielen der Österreichischen Klimastrategie und den tatsächlichen Treibhausgasemissionen am größten ist: 2012 lagen letztere um ca. 2,8 Mio. Tonnen CO<sub>2</sub>-Äquivalente über dem sektoralen Ziel von 18,9 Mio. Tonnen (BMLFUW<sup>2</sup>, 2007; Umweltbundesamt, 2014).

Maßnahmen zur Vermeidung von CO<sub>2</sub>-Emissionen im Motorisierten Individualverkehr<sup>3</sup> können vielfältig sein. Verstärkte Förderung des öffentlichen Verkehrs, bessere Auslastung von Fahrzeugen durch Fahrgemeinschaften, Geschwindigkeitsbeschränkungen auf Autobahnen, Verringerung der zurückzulegenden Wege durch langfristig konzipierte Raumplanung, oder auch die Entwicklung alternativer Antriebssysteme (wie hybrid-, elektro-, oder mit Biotreibstoffen betriebene Fahrzeuge) können wichtige Maßnahmen zur Erreichbarkeit von Emissionsreduktionszielen sein. Laut Sterner (2007) wird hingegen einem der effizientesten Instrumente relativ wenig Beachtung geschenkt: Treibstoffsteuern. Auch wenn derartige Steuern (wie die Mineralölsteuer<sup>4</sup> in Österreich) ursprünglich nicht für umweltpolitische Zwecke eingeführt worden waren, würden sie über ihre Preiswirkung einen bedeutenden Beitrag zur globalen CO<sub>2</sub>-Vermeidung leisten.

Die in Österreich anfallenden Steuern<sup>5</sup> im Kfz-Bereich lassen sich in drei Kategorien einteilen: (i) Steuern bei Kauf eines Fahrzeuges, (ii) Steuern auf Besitz eines Fahrzeuges

---

<sup>1</sup> Austrian Panel on Climate Change

<sup>2</sup> Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt und Wasserwirtschaft

<sup>3</sup> MIV

<sup>4</sup> MÖSt.

<sup>5</sup> Im Folgenden sind bei dem Begriff „Steuern“ auch Abgaben (Gebühren, Beiträge) inbegriffen.

und (iii) Steuern auf Nutzung bzw. tatsächlichen Energieverbrauch. In letztere fällt die MÖSt., die mit über 4,1 Mrd. € im Jahr 2014 das mit Abstand größte Steueraufkommen im Verkehrsbereich bedingt (Statistik Austria, 2015; WIFO<sup>6</sup>, 2008). Dennoch ist die MÖSt. als direkte Verbrauchssteuer sowohl auf Benzin als auch auf Diesel eine der niedrigsten in der Europäischen Union (Europäische Kommission, 2015a). Vorschläge, hier eine Umstrukturierung des Steuersystems vorzunehmen, kommen immer wieder sowohl von wissenschaftlicher als auch von politischer Seite. So hätte eine höhere Besteuerung des Treibstoffverbrauches und eine dadurch ermöglichte steuerliche Entlastung von Arbeitseinkommen neben dem ökologischen Lenkungseffekt auch positive ökonomische Effekte, was als „Doppelte Dividende“ bezeichnet wird (Der Standard, 2015; WIFO, 2008).

Nicht nur deswegen sorgte das Thema Steuerreform in den vergangenen Jahren häufig für innenpolitische Debatten. Zwar waren sich die meisten Akteure dabei grundsätzlich einig, dass das Steuer- und Abgabenaufkommen in Zukunft weniger von den Faktoren Arbeit und Einkommen getragen werden sollte, die Frage der Gegenfinanzierung sorgte allerdings für heftige Kontroversen. Im März 2015 stellte die Bundesregierung schließlich ein Reformpaket mit einem Volumen von etwa 5 Mrd. € vor (Format, 2015). Änderungen der Energiebesteuerung bzw. im Speziellen der MÖSt. sind dabei allerdings nicht vorgesehen.

## 1.2. Forschungsziel

Um feststellen zu können, ob und wie sich eine Erhöhung der MÖSt. auf die verkehrsbedingten CO<sub>2</sub>-Emissionen auswirken würde, ist es nötig, die österreichische Treibstoffnachfrage anhand des Preises und anderer erklärender Variablen<sup>7</sup> zu schätzen. In dieser Arbeit soll daher zunächst der kausale Zusammenhang zwischen den Preisen von Treibstoffen (Benzin und Diesel) sowie deren Nachfrage betrachtet werden. So werden die Preiselastizitäten der Nachfrage durch lineare Regressionsanalysen berechnet, und mit wissenschaftlicher Fachliteratur verglichen.

Anschließend sollen anhand dieser Preiselastizitäten ökologische Effekte (Änderungen der CO<sub>2</sub>-Emissionen) einer möglichen MÖSt.-Erhöhung geschätzt werden.

---

<sup>6</sup> Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

<sup>7</sup> bzw. unabhängiger Variablen

Die Forschungsfragen dieser Masterarbeit lauten somit:

- Was sind die entscheidenden Einflussgrößen auf die österreichische Treibstoffnachfrage?
- Wie würde sich eine Erhöhung der Mineralölbesteuerung auf die Treibstoffnachfrage, und somit auf die sektoralen Treibhausgasemissionen auswirken?

### 1.3. Aufbau der Arbeit

Der Aufbau dieser Arbeit gliedert sich wie folgt: In Kapitel 2 werden Ergebnisse von wissenschaftlicher Literatur aufbereitet, in denen mit Hilfe ökonomischer Methoden Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage geschätzt wurden. Speziell die verwendeten Daten und Methoden werden hier hervorgehoben. Außerdem wird die Literatur hinsichtlich ökologischer, sozialer und ökonomischer Effekte von Treibstoffsteuern aufgearbeitet. Ebenso werden Arbeiten mit regionalem Schwerpunkt Österreich betrachtet, um Ergebnisunterschiede aufzuzeigen. Kapitel 3 beinhaltet den empirischen Teil der Arbeit. Neben den verwendeten Daten werden hier vor allem die angewandten ökonomischen Methoden erklärt, welche mit Hilfe des Statistikprogrammes R ausgeführt werden. Anhand verschiedener Regressionsmodelle wird der Einfluss v.a. des Preises, aber auch anderer unabhängiger Variablen - wie der Arbeitslosigkeit, der Jahreszeit, den Kfz-Neuzulassungen oder auch den Preisen in Nachbarstaaten - auf die Benzin- und Dieselnachfrage geschätzt. Im Kapitel 4 werden die Ergebnisse der Regressionsmodelle dargestellt. In Kapitel 5 werden die Ergebnisse diskutiert und im Speziellen auf die Koeffizienten und Signifikanzen der erklärenden Variablen sowie auf die Preiselastizitäten der beiden untersuchten Treibstoffarten eingegangen. Im Weiteren wird versucht, Effekte von MÖSt.-Erhöhungen auf CO<sub>2</sub>-Emissionen zu prognostizieren. Zudem werden Limitationen der Methode erörtert. Kapitel 6 schließt diese Arbeit mit Schlussfolgerungen und möglichen weiteren Forschungsansätzen ab.

## 2. LITERATURÜBERBLICK

### 2.1. Ökonometrische Modelle von Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage

Untersuchungen über Preiselastizitäten im MIV sind häufig publizierte Arbeiten in der umweltökonomischen Fachliteratur. So vergleichen Goodwin et al. (2004) 69 ökonometrische Arbeiten, die zwischen 1990 und 2003 publiziert wurden. Diese Arbeiten enthalten 175 Regressionsgleichungen, 491 Elastizitäten und Datenreihen aus 62 Jahren (1929-1991). Unterschiede bestehen hinsichtlich der abhängigen Variable, der Angabe des Preises, der funktionalen Form, der Modellspezifikation, der Untersuchungsintervalle, der Untersuchungsgebiete, der untersuchten Zeiträume, und nicht zuletzt der Schätzungsmethode. Eine etwas aktuellere (und ebenfalls häufig zitierte) Metaanalyse findet sich bei Dahl (2012), welche 240 Arbeiten hinsichtlich der Nachfrage nach Benzin und 60 Arbeiten hinsichtlich jener nach Diesel zusammenfasst.

Die folgenden Unterkapitel sollen zeigen, wie derartige Nachfragemodelle üblicherweise aufgebaut werden, bzw. inwiefern sie sich in den verschiedenen Arbeiten voneinander unterscheiden.

#### 2.1.1. Basismodelle

Wie grundsätzlich bei allen Produkten, gilt hier auch die Basisfunktion

$$\mathbf{D} = \mathbf{f}(\mathbf{P}, \mathbf{Y}),$$

d.h. die Nachfrage  $\mathbf{D}$  ist eine Funktion des Preises  $\mathbf{P}$  und des Einkommens  $\mathbf{Y}$  (Sternier, 2007). Bei vielen Arbeiten, die speziell Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage schätzen, wird dieser Basisfunktion oft noch eine Dummy-Variable<sup>8</sup>  $\varepsilon$  zugefügt, um saisonale Effekte zu berücksichtigen, wie z.B. dem Basismodell bei Hughes et al. (2008):

$$\mathbf{D} = \mathbf{f}(\mathbf{P}, \mathbf{Y}, \varepsilon).$$

---

<sup>8</sup> Binäre Variable, die qualitative Ausprägungen wie bspw. Geschlecht, bzw. wie hier Monat oder Jahreszeit misst (Wooldridge, 2013)

### 2.1.2. Weitere erklärende Variablen

Aufbauend auf dieser Funktion sind in der Literatur viele Variationen mit verschiedenen zusätzlichen Variablen zu finden. Lin and Zeng (2013) fügen beispielsweise noch weitere makroökonomische Variablen wie Arbeitslosigkeit **UE** und Inflation **I** hinzu:

$$D = f(P, Y, UE, I, \varepsilon).$$

Baranzini and Weber (2013), die Preiselastizitäten speziell in der Schweiz untersuchen, verwenden in ihrem Modell die Variable **V** für die Anzahl der Fahrzeuge pro FahrerIn, während Delsaut (2014), deren Arbeit Frankreich als Untersuchungsgebiet zugrunde liegt, das Bruttoinlandprodukt **GDP** und die Länge **L** des für den MIV nutzbaren Verkehrsnetzes in ihr Modell miteinbezieht:

$$D = f(P, Y, V, \varepsilon) \text{ bzw. } D = f(D - 1, P, GDP, L, \varepsilon).$$

### 2.1.3. Zeitverzögerte Variablen

Wie auch schon in der eben gezeigten Funktion treten erklärende Variablen oft auch in zeitlich verzögerter Form auf, um Einflüsse der Vergangenheit auf die derzeitige Beobachtung abzubilden. In der englischsprachigen Fachliteratur spricht man hier von einer „lagged variable“. Bei den Modellen der Treibstoffnachfrage wird in vielen Fällen die Preisvariable **P** verzögert, um den Einfluss des Preises einer vergangenen Beobachtung auf die aktuelle mit einzubeziehen. Ajanovic et al. (2012) rechnen beispielsweise mit folgender verzögerter Funktion:

$$D = f(P, Y, P - 1, Y - 1),$$

wobei in diesem Fall neben dem Preis auch das Einkommen verzögert wird.

Derartige Verzögerungen sind hilfreich, um zwischen kurz- und langfristigen Nachfrageeffekten einer Preiserhöhung<sup>9</sup> unterscheiden zu können. Die VerkehrsteilnehmerInnen benötigen üblicherweise eine gewisse Zeit, um auf derartige Veränderungen reagieren zu können (z.B. durch effizienteres Fahrverhalten, den Ankauf treibstoffsparender Fahrzeuge, oder den Umstieg auf öffentliche Verkehrsmittel). Welche exakten Zeitintervalle als kurz- bzw. langfristig angesehen werden, ist aus der Literatur nicht immer eindeutig zu bestimmen. Goodwin et al.

---

<sup>9</sup> In der englischsprachiger Fachliteratur wird hier von „short-run“ bzw. „long-run elasticities“ gesprochen

(2004) geben jedoch an, dass als „short-term“ üblicherweise jener Effekt bezeichnet wird, der sich nach einer Zeitperiode der verwendeten Daten einstellt (meist 1 Jahr). Für den „long-term“ Effekt liegt meist eine Zeitspanne von 5-10 Jahren zu Grunde (wobei sich in den ersten 3-5 Jahren die größte Wirkung einstellt).

Dient eine verzögerte erklärte Variable als erklärende Variable, so spricht man von einer „lagged dependant variable“ (Wooldridge, 2013). Ein Beispiel hierfür ist bei Sterner (2007) zu finden, wo er die Treibstoffnachfrage auch als eine Funktion der (endogenen) Nachfrage der vergangenen Zeitperiode (neben dem Preis und dem Einkommen) modelliert:

$$D = f(P, Y, D - 1).$$

#### 2.1.4. Simultanitätsproblem

Ein bekanntes Problem bei derartigen Schätzungen von Nachfragegleichungen tritt auf, wenn Angebots- oder Nachfrageschocks sowohl die Nachfragemenge, als auch den Preis gemeinsam beeinflussen, was letztlich zu verzerrten Koeffizienten führen kann (Lin and Zeng, 2013). Um dieses Simultanitätsproblem lösen zu können, wird in vielen ökonometrischen Arbeiten eine Instrumentalvariable eingeführt (siehe auch Kapitel 3.2.4.). Diese Instrumentalvariable sollte laut Hughes et al. (2008) möglichst gut mit der Preisvariable korrelieren, jedoch keinen Einfluss auf die Treibstoffnachfrage ausüben. Da es schwierig ist, für die Schätzung der Treibstoffnachfrage gute Instrumente zu finden, lassen sich in der Literatur vorwiegend zwei verschiedene Ansätze finden: Ramsey et al. (1975), Dahl (1979) oder auch Lin and Zeng (2013) verwenden die Preise von Rohöl und diverser raffinierter Erdölprodukte wie Kerosin oder Heizöl. Dagegen benutzen z.B. Coyle et al. (2012) und Hughes et al. (2008) den Einfluss zeitlich begrenzter Störungen bzw. Unterbrechungen der Rohölproduktion, wie Streiks und Naturkatastrophen. Ein alternativer weiterer Ansatz, der von Davis and Kilian (2011) verwendet wird, besteht darin, den Treibstoffpreis durch die Höhe der Treibstoffsteuer zu instrumentalisieren.

## 2.2. Ergebnisse ökonometrischer Modelle von Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage

In vielen ökonometrischen Arbeiten wird zwischen kurz- und langfristigen Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage unterschieden. Tabelle 1 zeigt die von Graham and Glaister (2002) zusammengefassten Ergebnisse von Goodwin (1992) (die neben der genannten Unterscheidung auch zwischen Zeitreihen- und Cross-section-Daten trennen). Auf ähnliche Ergebnisse (aber mit einer kleineren langfristigen Elastizität bei Cross-section-Daten) kommen Goodwin et al. (2004) (ebenfalls in Tabelle 1 dargestellt), in der sie die vorangegangenen Berechnungen mit Daten aus den 1990-2003 aktualisierten.

Tabelle 1: Überblick von Preiselastizitäten der Benzinnachfrage.

	Short-run	Long-run
Goodwin (1992)		
Zeitreihendaten	-0,27 (0,18)	-0,71 (0,41)
Cross-section-Daten	-0,28 (0,13)	-0,84 (0,18)
Goodwin et al. (2004)		
Zeitreihendaten	-0,25 (0,15)	-0,64 (0,44)
Cross-section-Daten	-	-0,55 (0,32)

Quelle: Verändert nach Graham and Glaister (2002) und Goodwin et al. (2004) (Standardfehler in Klammern)

Würde nach den Ergebnissen von Goodwin et al. (2004) der reale Preis um 10% steigen, würde die Benzinnachfrage innerhalb eines Jahres um 2,5%, längerfristig um über 6% sinken. Preiselastizitäten sind hier im „long-run“ in etwa 2-3 mal höher als im „short-run“, und Einkommenselastizitäten (auf die in dieser Arbeit aber nicht näher eingegangen wird) sind 1,5-2 mal höher als jene des Preises. Die Autoren merken ebenfalls an, dass die Preiselastizität der Treibstoffnachfrage um 1,5-2 höher ist als jene des Verkehrsvolumens, da auf Preissteigerungen (spätestens nach einer gewissen Zeit) durch effizienteres Fahrverhalten, technische Verbesserungen oder auch effizientere Neufahrzeuge reagiert werden.

Dahl (2012) zeigt, dass Preiselastizitäten der Benzinnachfrage zwischen Staaten mit unterschiedlichen soziökonomischen Voraussetzungen variieren. Staaten mit niedrigeren Preisen weisen geringere Elastizitäten auf als jene mit höheren Preisen, wie auch Staaten mit geringerem pro Kopf-Einkommen geringere Elastizitäten aufweisen als solche mit höherem pro Kopf-Einkommen (siehe Tabelle 2). Letzterer Umstand kann mit zwei Hypothesen skizziert werden: In ärmeren Staaten, wo sich

eher nur Menschen einer relativ kleinen Oberschicht eigene Fahrzeuge leisten können, spielen Preiserhöhungen für die vorwiegend wohlhabenden Fahrzeugbesitzer eine geringe Rolle. Alternativ könnte man annehmen, dass in ärmeren Staaten aus Kostengründen Fahrzeuge länger genutzt werden (müssen), und daher der Umstieg auf effizientere (und neuere) Fahrzeuge nicht stattfinden kann.

Tabelle 2: Preiselastizitäten der Benzin- und Dieselnachfrage nach US\$-Cent/Liter und durchschnittlichem pro Kopf-Jahreseinkommen.

Benzinnachfrage			
	Y<10.000	10.000<Y<20.000	Y>20.000
P>66	-0,26	-0,32	-0,33
26,5<P<66	-0,22	-0,24	-0,22
P<26,5	-0,15	-0,11	-0,22
Dieselnachfrage			
	Y<15.000	Y>15.000	
P>66	-0,38	-0,27	
P<66	-0,22	-0,13	

Quelle: Verändert nach Dahl (2012). Preis P in US-c/Liter (umgerechnet von c/Gallone). Durchschnittliches pro Kopf-Einkommen Y in US-\$/Jahr (jeweils 2006 US\$).

Betrachtet man die von derselben Autorin (ebenfalls in Tabelle 2) dargestellten Dieselpreiselastizitäten, so erkennt man, dass diese zwar wie bei Benzin positiv mit höheren Preisen korrelieren, sie aber bei höherem pro Kopf-Einkommen kleiner sind. Dieser Unterschied ist schwer zu erklären. Al-Dossary (2008) versuchte zwar, durch eine Untersuchung des Substitutionseffektes zwischen Benzin und Diesel in einkommensstärkeren Gebieten wie Westeuropa eine Begründung zu finden, kam aber auf wenige signifikante Ergebnisse.

Auch Espey (1998) untersuchte mögliche Gründe für Unterschiede zwischen geschätzten Preiselastizitäten verschiedener ökonometrischer Arbeiten, wie beispielsweise solche der funktionalen Form, der verwendeten Daten, der Zeitverzögerung oder des regionalen Kontextes. Allerdings konnten die untersuchten Faktoren nur etwa ein Viertel bis ein Drittel der Unterschiede erklären. Dass verschiedene sozioökonomische Gruppen auf Preisänderungen von Treibstoffen unterschiedlich reagieren, wurde wiederum in mehreren Arbeiten gezeigt, darunter Kayser (2000), Sterner (2012) und West (2004) (mehr dazu in Kapitel 2.3.2.).

Das folgende Unterkapitel 2.3. soll nun die tatsächliche Implementierung von Treibstoffsteuern behandeln, bei der Kenntnisse über Preiselastizitäten von zentraler Bedeutung sind.

### 2.3. Wirken von Treibstoff- bzw. Mineralölsteuern

Die bekannteste theoretische Grundlage für Umweltsteuern im Allgemeinen lieferte bereits 1920 der englische Ökonom Arthur C. Pigou in seinem Werk „The Economics of Welfare“. Um die aus wirtschaftlichen Aktivitäten entstandenen negativen externen Effekte (Kosten) zu internalisieren, schlägt er einen Staatseingriff in Form einer Steuer vor („Pigou-Steuer“) (Getzner, 2003). Auf jede Verschmutzungseinheit wird ein gewisser Steuersatz eingeführt. Als Höhe der Steuer  $t^{**}$  wird jenes Niveau gewählt, bei dem die Grenzvermeidungskosten der Verursacher (MAC) den negativen externen Grenzkosten (MEC) entsprechen (siehe Abbildung 1). Dies führt zu einer optimalen Emissionsmenge  $x^{**}$ , bei der die externen Effekte vollständig internalisiert werden (Muller and Sterner, 2006). Ohne Einführung der Steuer  $t^{**}$  würde die unkorrigierte Emissionsmenge der Verursacher bei  $x^*$  liegen.

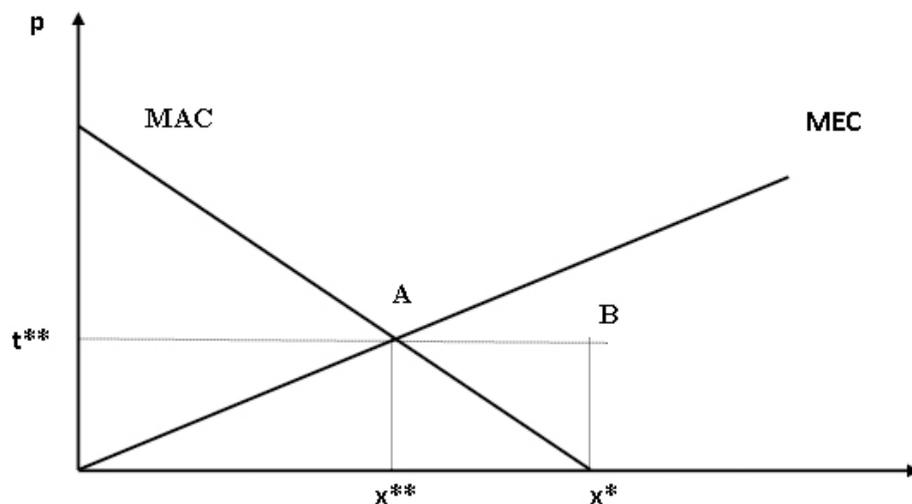


Abbildung 1: Pigou-Steuer

Quelle: verändert nach Endres (2013).

Auf der X-Achse die Emissionsmenge  $x$ , auf der Y-Achse der Preis  $P$ . MAC für Marginal Abatement Costs (Grenzvermeidungskosten), MEC für Marginal External Costs (Externe Umweltgrenzkosten).

Wie Muller and Sterner (2006) jedoch anmerken, ist eine Realisierung einer Pigou-Steuer in der oben beschriebenen Art und Weise nicht möglich. Zum einen ist es sehr schwierig (in manchen Fällen unmöglich), externe Effekte zu monetarisieren, also in Geldeinheiten zu bewerten. Zum anderen müsste der Staat auch über die genauen Verläufe der Grenznutzen und –kostenkurven, die sich noch dazu kontinuierlich ändern, Bescheid wissen.

Im Zusammenhang mit derartigen Umweltsteuern ist in- und außerhalb der Fachliteratur oft von der sogenannten „Doppelten Dividende“ die Rede. Da sowohl zunehmende Gefährdung natürlicher Lebensgrundlagen, als auch das Problem der Arbeitslosigkeit zwei der größten Probleme einer modernen Gesellschaft sind, soll mit diesem Ansatz zur Lösung beider Probleme beigetragen werden (Endres, 2011). Kurz erklärt sollen durch eine Energiesteuererhöhung Emissionen verteuert und somit gesenkt werden (1. Dividende). Zum anderen soll mit den daraus gewonnen zusätzlichen Steuermitteln die finanzielle Entlastung des Faktors Arbeit positive Beschäftigungseffekte mit sich bringen (2. Dividende) (WIFO, 2008).

Laut Eurostat (2001, 9) ist eine Umweltsteuer als „...tax, whose tax base is a physical unit (or a proxy of it) of something that has a proven, specific negative impact on the environment“ definiert. Umweltsteuern können in folgende Kategorien unterteilt werden, wobei hier in Klammer Beispiele des österreichischen Steuerrechtes zugefügt sind:

1. Energiesteuern (Mineralölsteuer)
2. Transportsteuern (Normverbrauchsabgabe, Motorbezogene Versicherungssteuer, Kfz-Steuer)
3. Ressourcensteuern (Land- und Naturschutzabgabe)
4. Verschmutzungssteuern (Altlastensanierungsbeitrag)

In Österreich fällt laut Statistik Austria (2014) – ähnlich wie in den meisten anderen EU-Staaten – der größte Teil des Umweltsteueraufkommens auf die Kategorie der Energiesteuern (60,8%). Deutlich weniger - in etwa nur mehr die Hälfte - fällt an Transportsteuern an (31%), Ressourcensteuern kommen auf 7,5%. Verschmutzungssteuern machen indessen nur 0,6% des Umweltsteueraufkommens aus.

Da sich diese Arbeit speziell mit der Wirkung von Mineralölsteuern (also Energie- bzw. Treibstoffsteuern) im österreichischen Verkehrssektor beschäftigt, soll hier

ausschließlich darauf eingegangen werden. In den folgenden Unterkapiteln wird versucht, Merkmale von derartigen Steuern durch Beispiele aus der Literatur bezüglich ökologischer, sozialer und ökonomischer Aspekte zu beschreiben, um danach auf diesbezügliche Diskussionen in Österreich einzugehen.

### 2.3.1. Ökologische Aspekte

Die bereits in anderem Zusammenhang erwähnte Arbeit von Sterner (2007) vergleicht die Höhe der Steuern pro Liter Benzin nach Kaufkraft in 25 OECD-Staaten, wobei erhebliche Unterschiede erkennbar werden. Während in Osteuropa der Durchschnitt gar 120 US\$-c/l beträgt, sind es in Westeuropa 80 US\$-c/l, in nicht-europäischen Staaten nur 30 US\$-c/l. Umweltpolitisch interessant ist vor allem der Unterschied zwischen den USA und Europa, da erstere Benzin - sogar verglichen mit den niedrigsten europäischen Steuerquoten - nur sehr gering besteuern. Dies geht eindeutig einher mit höherem Verbrauch: Während in den USA der jährliche pro-Kopf-Konsum 1.300l ist, beträgt er in den meisten europäischen Ländern weniger als ein Drittel (Deutschland: 360, Frankreich: 240, Großbritannien: 360, Italien: 300) (IEA, 2007; Sterner, 2007). Abbildung 2 zeigt den nominalen Preis pro Liter Benzin in fünf ausgewählten OECD-Staaten von 1978 bis 2004. Man sieht, dass Benzin in Kanada, Australien oder den USA deutlich billiger ist als etwa in Großbritannien oder Italien, wobei der Hauptgrund für diese Preisunterschiede in den ungleich hohen Steuerniveaus liegt.

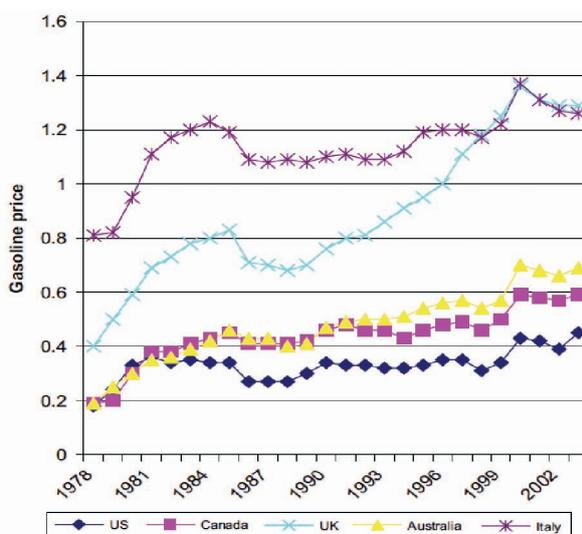


Abbildung 2: Preise von Benzin in ausgewählten Staaten.

Quelle: Sterner (2007, 3198). Auf der X-Achse die Jahre, auf der Y-Achse der nominale Preis (in US\$/l).

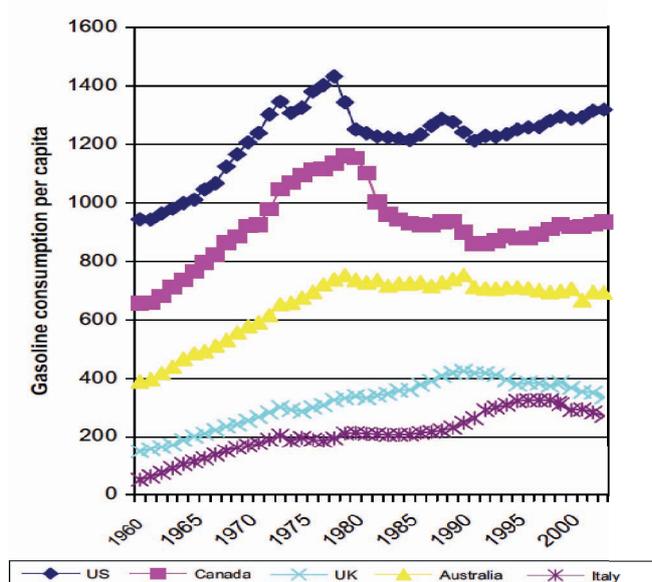


Abbildung 3: Pro Kopf-Verbrauch an Benzin in ausgewählten Staaten.

Quelle: Sterner (2007, 3198). Auf der X-Achse die Jahre, auf der Y-Achse der Benzinverbrauch pro Kopf (in l).

In Abbildung 3 wird deutlich, wie der Verbrauch in diesen Staaten mit dem jeweiligen Preisniveau aus Abbildung 2 zusammenhängt: Die pro Kopf-Verbrauchsmengen an Benzin sind dort höher, wo die Preise niedriger sind.

Darauf und auf einer langfristigen Preiselastizität von -0,8 aufbauend, berechnet der Autor auch den hypothetischen Benzinverbrauch einzelner OECD-Staaten, mit der Annahme, dass sich diese (langfristig) auf dem Preisniveau der Niederlande befänden (zum Zeitpunkt dieser Untersuchung jener Staat mit dem höchsten Benzinpreis der EU). Tabelle 3 zeigt, dass unter dieser Annahme der Verbrauch an Benzin, und damit auch die daraus entstehenden CO<sub>2</sub>-Emissionen in der OECD, um rund 44% niedriger wären:

Tabelle 3: Effekte von höheren Steuern bzw. Preisen in ausgewählten OECD-Staaten.

Staat	Benzinverbrauch, in 1.000 t	Preis, in \$/l	Potentieller Benzinverbrauch mit niederländischem Preisniveau, in 1.000 t	Veränderung, in %
Australien	13.900	0,68	8315	-40,2
Deutschland	25.850	1,16	23.815	-7,9
Frankreich	12.116	1,16	11.193	-7,6
Großbritannien	19.918	1,26	19.657	-1,3
Italien	15.829	1,26	15.562	-1,7
Japan	44.566	0,77	29.499	-33,8

Kanada	29.568	0,63	16.717	-43,5
Niederlande	4.185	1,28	4.185	0,0
USA	384.175	0,45	164.678	-57,1
OECD gesamt	612.487	-	342.447	-44,1

Quelle: verändert nach Sterner (2007).

Alternativ rechnet der Autor ebenfalls mit langfristigen Elastizitäten von -0,7 und -0,6, wobei hier noch immer 40% bzw. 36% weniger Verbrauch resultieren.

Liu (2015) versucht in ihrer Arbeit ökologische Effekte einer Treibstoffsteuererhöhung im US-amerikanischen Verkehrssektor zu modellieren. Daneben betrachtet sie jedoch zusätzlich mit der Erhöhung der Effizienzstandards von Fahrzeugen eine zweite, häufig angewandte umweltpolitische Maßnahme im Verkehrsbereich. In den Ergebnissen geht zwar hervor, dass jede der zwei Maßnahmen für sich effektiv sei. So würden in ihrem Szenario bei einer Steuererhöhung von 25 US\$-Cent pro Gallone der Treibstoffverbrauch um 3-5%, bei einer Effizienzsteigerung von 5mpg<sup>10</sup> um 5-10% sinken. Jedoch kumuliert sich der Effekt keineswegs, wenn beide Politikmaßnahmen gemeinsam getroffen werden, da verbesserte Effizienzstandards bei Fahrzeugen die Preissensitivität der NutzerInnen (und somit die Preiselastizität der Nachfrage) vermindern.

Glomm et al. (2008) haben die Wirkungen einer Erhöhung der Treibstoffsteuer hinsichtlich der Doppelten Dividende untersucht, und bezweifeln die ökologische Effizienz derartiger Politikmaßnahmen. Zwar würden in deren Modell zusätzliche Steuereinnahmen generiert werden, um Einkommenssteuern signifikant senken zu können, was insgesamt zu einer Wohlfahrtssteigerung führen würde. Da Treibstoffe allerdings ein wichtiger Inputfaktor einer Volkswirtschaft sind, könnte eine darauf folgende erhöhte Nachfrage den Effekt der Steuererhöhung größtenteils wieder wettmachen. Entscheidend sei hier jedoch auch, inwiefern sich Substitutionseffekte mineralischer Treibstoffe einstellen, die deren Nachfrage trotzdem gering halten würden.

Ein in der Literatur oft behandeltes Problem, das in eine ähnliche Richtung geht, ist der sogenannte „Rebound-Effekt“: Der Effekt beschreibt eine Situation, bei der die technische Effizienzsteigerung eines Fahrzeugs den Kraftstoffverbrauch pro km

---

<sup>10</sup> Miles per gallon – angloamerikanisches Maß für den streckenbezogenen Kraftstoffverbrauch

reduziert, und somit auch die Kosten pro gefahrenen km senkt. Da eine Kostensenkung allgemein zu höherer Nachfrage und hier somit zu vermehrter Fahrleistung führt, geht ein Teil der Effizienzsteigerung wiederum verloren (Berkhout et al., 2000). Frondel et al. (2012) berechnen durch Paneldaten deutscher Haushalte im Zeitraum 1997-2010, dass 57% der potentiellen Effizienzgewinne durch erhöhte Fahrleistung wettgemacht werden. Die Ergebnisse widersprechen anderen Arbeiten der Fachliteratur, die den „Rebound-Effekt“ für deutlich überschätzt halten (Frondel and Vance, 2013): Gillingham et al. (2013) geben an, dass der direkte „Rebound-Effekt“ 5-10%, langfristig höchstens 30% der Effizienzsteigerung wettmacht, und daher als kein Grund für fehlende Bemühungen hinsichtlich Effizienzsteigerungen gelten sollte. Als Beispiel zeigen die Autoren in Abbildung 4 den „Rebound-Effekt“, dass bei einer Verdoppelung der US-Effizienzvorschriften bis 2025 der Treibstoffverbrauch um 7% vermindert werden würde. Der „Rebound-Effekt“ würde diese Einsparungen auf 5% reduzieren.

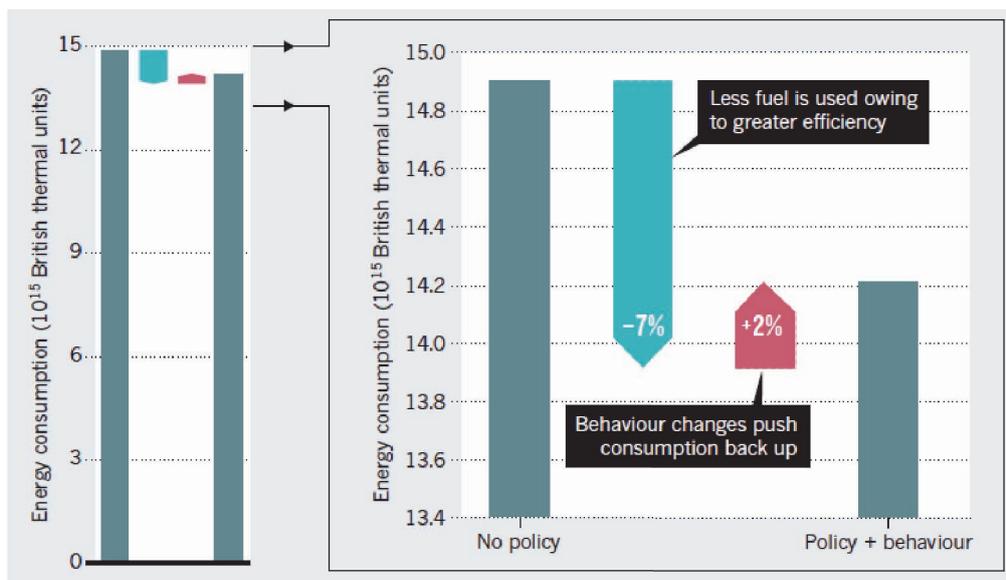


Abbildung 4: Wirkung von Effizienzsteigerungen und des „Rebound-Effektes“ im US-amerikanischen MIV bis 2025.

Quelle: Gillingham et al. (2013, 476).

### 2.3.2. Soziale Aspekte

In der wissenschaftlichen Literatur sind Arbeiten, die Verteilungswirkungen von Treibstoffsteuern auf verschiedene soziökonomische Gruppen untersuchen, häufig zu finden. So zeigt Kayser (2000), indem sie mit Paneldaten amerikanischer Haushalte Preis- und Einkommenselastizitäten berechnet, dass verschiedene Bevölkerungsgruppen unterschiedlich auf Preiserhöhungen von Treibstoffen reagieren. Haushalte in ländlicheren Gebieten, sowie jene ohne der Möglichkeit mit öffentlichem Verkehr zur Arbeit zu gelangen, werden durchschnittlich mehr durch Preiserhöhungen betroffen, als vergleichbare Haushalte in urbanen Gebieten. Vor allem betroffen sei die Schicht der sogenannten „Working Poor“<sup>11</sup>, die individuell zu den Arbeitsplätzen kommen müsse (speziell im Vergleich zu anderen ärmeren Haushalten, die von staatlichen Transferleistungen leben würden). Die Autorin argumentiert, dass politische EntscheidungsträgerInnen, sollten sie Erhöhung von Treibstoffsteuern in Erwägung ziehen, auf derartige Aspekte besonders achten müssten, beispielsweise indem sie genügend Kompensationsleistungen für besonders betroffene Schichten anbieten.

West (2004) untersucht in ihrer häufig zitierten Arbeit die Wirkung von Treibstoffsteuern auf die Fahrzeugnutzung<sup>12</sup> je nach Haushaltseinkommen. Betrachtet man Preiselastizitäten der untersuchten Haushalte nach Einkommensdezilen, so erkennt man einen regressiven Charakter von Treibstoffsteuern: Die Autorin gibt für das 1. (einkommensschwächste) Dezil eine Preiselastizität von -1,51 an, während diese bspw. für das 3. bei -1,07 oder beim 8. bei -0,79 liegt. Anders ausgedrückt, nimmt die Preissensitivität mit steigendem Haushaltseinkommen ab. Die Arbeit zeigt auch, wie sich eine hypothetische Steuererhöhung von 2 US\$-Cent pro Meile<sup>13</sup> auf das Verhältnis der zu zahlenden Steuern zum Haushaltseinkommen verhalten würde. Interessanterweise steigt der Anteil der Steuern am Einkommen vom 1. bis zum 6. Dezil an, um dann wieder bis zum 10. Dezil zu sinken. Das heißt, dass eine Erhöhung der Treibstoffsteuer bei einkommensschwächeren Haushalten progressiv, bei einkommensstärkeren jedoch regressiv wirkt. Als Grund hierfür gibt die Autorin zum einen an, dass Haushalte der einkommensschwächsten Dezile oft über kein Fahrzeug

---

<sup>11</sup> Personen, die trotz Erwerbstätigkeit von der Armut bedroht werden

<sup>12</sup> In gefahrenen Meilen pro Fahrzeug

<sup>13</sup> 2 US\$-Cent pro Meile entsprechen zum Zeitpunkt der Untersuchung ca. 40 US\$-Cent pro Gallone, was einer Verdoppelung der durchschnittlichen US-amerikanischen Treibstoffsteuer gleichkommt.

verfügen. Zum Zweiten reagieren einkommensschwächere Haushalte (wie man aufgrund der höheren Preiselastizitäten sehen kann) eher auf Preiserhöhungen, indem weniger Strecken pro Fahrzeug zurückgelegt werden. Im Gegensatz zu Kayser (2000) argumentiert West (2004) also, dass fehlende politische Maßnahmen nicht mit einer angeblichen Regressivität von Treibstoffsteuern gerechtfertigt werden können.

Ähnlich wie West (2004), wenn auch mit Haushaltsdaten sieben europäischer Staaten, geht Sterner (2012) vor. Durch Berechnung des „Suits-Index“<sup>14</sup> soll die Progressivität von Treibstoffsteuern bemessen werden: Der „Suits-Index“ ist ein hierzu häufig angewandtes Instrument, und kann Werte von +1 (vollkommen progressiv, die Steuerlast wird vollkommen von der höchsten Einkommensklasse getragen) bis -1 (vollkommen regressiv, die Steuerlast wird von der niedrigsten Einkommensklasse getragen) annehmen. Der Index einer proportionalen Steuer beträgt 0. Tabelle 4 zeigt „Suits-Indizes“ von sieben europäischen Staaten. Einerseits wird der Anteil der Steuern am jährlichen Haushaltseinkommen, andererseits an den jährlichen Haushaltsausgaben betrachtet (siehe auch Abbildungen 5 und 6). Die Indizes der Steueranteile an den Haushaltseinkommen sind mit Ausnahme von Serbien alle negativ. Das ist wenig überraschend, da Kraftfahrzeuge und somit auch Treibstoffe in Serbien noch luxuriöse Güter sind, und Preiserhöhungen daher progressiv wirken. Betrachtet man die Indizes gemessen an den Haushaltsausgaben, so sind die Ergebnisse mehr gemischt: Sowohl in Deutschland als auch in Schweden scheinen Treibstoffsteuern hier progressiv zu wirken. Generell kann man aber sagen, dass alle Werte relativ klein sind, und der Steuer-Charakter daher am ehesten als proportional angesehen werden können. Zusätzlich wird zwischen direkter und indirekter Steuerlast unterschieden, wobei bei der indirekten Steuerlast auch Auswirkungen erhöhter Treibstoffsteuern auf Preise anderer Güter und Dienstleistungen mitbetrachtet werden. Da hier allerdings keine großen Unterschiede zwischen den Indizes bestehen, können indirekte Effekte von Preiserhöhungen als gering angesehen werden.

---

<sup>14</sup> Nach dem US-amerikanischen Ökonomen Daniel B. Suits benanntes benannt; berechnet sich analog zum „Gini-Koeffizienten“, der Ungleichverteilungen in Volkswirtschaften bemisst (Suits, 1977).

Tabelle 4: „Suits-Indizes“ für sieben europäische Staaten.<sup>15</sup>

		Frankreich	Deutsch-land	Italien	Serbien	Spanien	Schweden	Groß-britannien
Einkommen	direkt und indirekt	-0,157	-0,067	-	0,172	-0,086	-0,178	-0,125
Einkommen	direkt	-0,155	-0,066	-	0,187	-0,086	-0,171	-0,123
Ausgaben	direkt und indirekt	-0,024	0,008	-0,110	0,051	-0,002	0,064	-0,004
Ausgaben	direkt	-0,021	0,009	-0,110	0,066	-0,002	0,072	-0,003

Quelle: verändert nach Sterner (2012)

In Abbildung 5 zeigt der Autor den jeweiligen Anteil der jährlich zu entrichtenden Treibstoffsteuern am Haushaltseinkommen. Während eine steigende Kurve einen progressiven Charakter bedeute, würde eine fallende Kurve auf Regressivität hinweisen. Die Resultate scheinen zwar ziemlich gemischt, jedoch lässt die Abbildung eher geringe Effekte erkennen, bzw. scheint die Steuer in einigen Staaten proportional zu wirken, vor allem in den Dezilen 3-8. Die beiden einkommenstärksten Dezile scheinen (mit Ausnahme von Serbien) eine geringere Steuerlast zu tragen. Serbien scheint einen progressiven Charakter aufzuweisen, während Treibstoffsteuern in Schweden und Großbritannien eher regressiv wirken (Sterner, 2012).

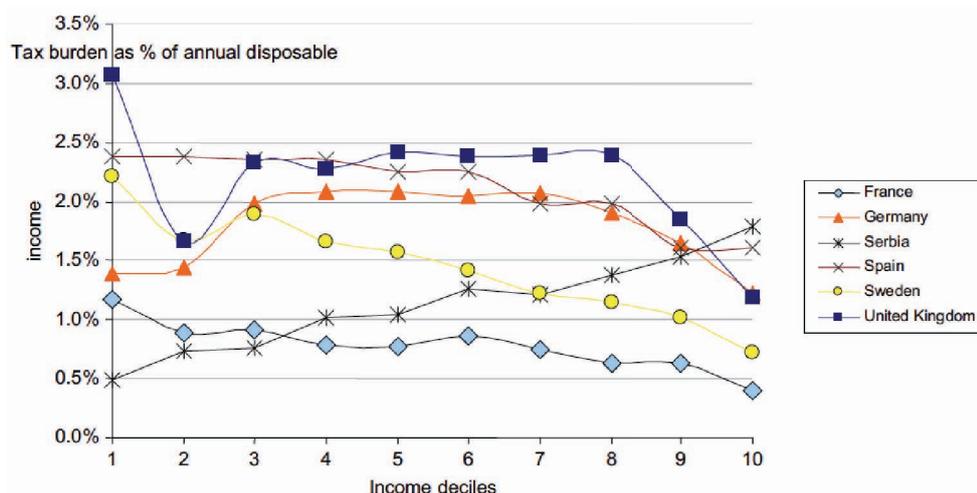


Abbildung 5: Anteil der (Treibstoff-)Steuerlast in % des jährlichen Haushaltseinkommens nach Dezilen.

Quelle: (Sterner, 2012, 80).

<sup>15</sup> Ohne Italien, da keine Einkommensdaten verfügbar

Abbildung 6 zeigt den Steueranteil der jährlichen Haushaltsausgaben, wobei man sieht, dass in Italien, wo traditionell hohe Steuersätze auf Treibstoffe gelten, auch der Anteil der zu entrichtenden Steuern an den Haushaltsausgaben vergleichsweise hoch ist. Ansonsten weist die Abbildung keine allzu großen Unterschiede zur vorhergehenden auf, auch wenn man allgemein eine etwas höhere Progressivität erkennen kann.

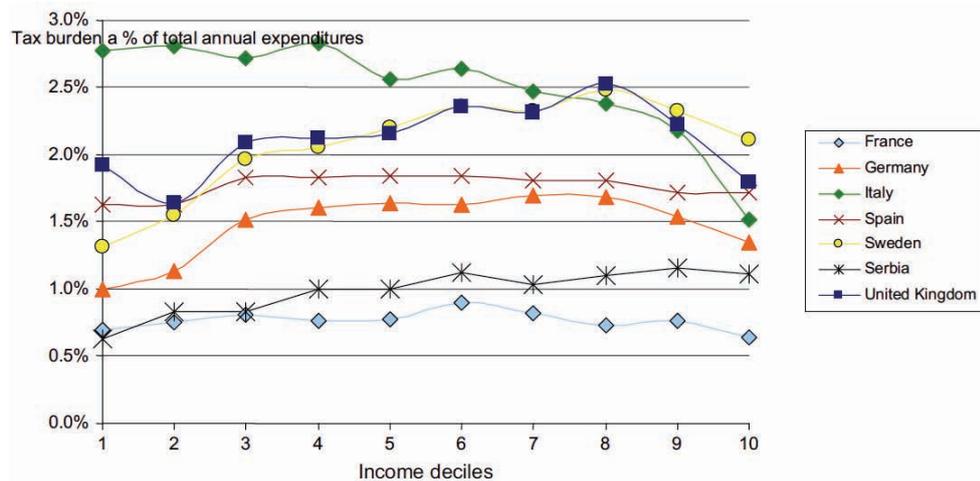


Abbildung 6: Anteil der (Treibstoff-)Steuerlast in % der jährlichen Haushaltsausgaben nach Dezilen.

Quelle: Sterner (2012, 80).

Die beiden Abbildungen 5 und 6 zeigen im Übrigen auch Unterschiede zwischen den dargestellten Staaten, wobei Haushalte in Frankreich gemessen sowohl am Einkommen als auch den Ausgaben eine eher geringe Steuerlast zu tragen haben (im Gegensatz zu Großbritannien oder Italien). Sterner (2012) argumentiert abschließend, dass eine Regressivität von Treibstoffsteuern in der politischen Debatte oft nur als Vorwand für grundsätzliche Gegner dieser Politikmaßnahme dienen würde. Treibstoffsteuern würden großteils einen neutralen bzw. proportionalen Charakter aufweisen, wenn auch mit leichten Unterschieden in verschiedenen Staaten.

Auch Ekins et al. (2011) gibt an, dass Treibstoffsteuern allgemein nicht regressiv wirken würden, da einkommenschwächere Schichten seltener im Besitz von Kraftfahrzeugen seien, und die Steuerlast somit hauptsächlich von mittleren Einkommen getragen werde. Nicht zutreffen würde dies aber für ärmere Einkommensgruppen in ländlichen Gebieten, die auf den Besitz eigener Fahrzeuge

angewiesen sind. Diese Bevölkerungsgruppen wären somit am meisten von einer Treibstoffsteuererhöhung betroffen.

Ein weiterer wichtiger sozialer Aspekt neben der Verteilungswirkung von Treibstoffsteuern ist deren öffentliche und politische Akzeptanz. Kallbekken and Sælen (2011) untersuchen, welche Faktoren die gesellschaftliche Akzeptanz einer Treibstoffsteuererhöhung beeinflussen. Die in Norwegen durchgeführte Untersuchung kommt wenig überraschend zu dem Ergebnis, dass Treibstoffsteuern unter der Bevölkerung relativ unpopulär sind. Interessant dabei ist, dass unter den Gegnern dieser Steuer weniger Eigeninteresse eine Rolle spielt. Vielmehr bezweifeln viele der Befragten einen ökologischen Nutzen dieser Steuer. Die Autoren schlagen somit vor, bei der Implementierung derartiger Politikmaßnahmen zum einen den Zusammenhang zwischen Fahrzeugnutzung und Klimawandel, zum anderen die ökologische Effektivität von Treibstoffsteuern ausreichend zu kommunizieren. Das Bedenken an der ökologischen Wirkung geben auch Dresner et al. (2006) als Hauptgrund für mangelnde gesellschaftliche Akzeptanz an: Die Autoren meinen, dass viele Menschen Treibstoffsteuern als ein Mittel des Staates sehen, um unter dem Vorwand des Umweltschutzes in erster Linie zusätzliche Staatseinnahmen lukrieren zu können. Ein Weg, um die Akzeptanz zu erhöhen, sei daher, die erzielten Steuereinnahmen speziell für Umweltschutzprojekte zu widmen.

### 2.3.3. Ökonomische Aspekte

Arbeiten, welche ökonomische bzw. fiskale Effekte von Treibstoffsteuern im Speziellen untersuchen sind in der wissenschaftlichen Literatur schwer zu finden. Allerdings gibt es eine Reihe von Untersuchungen, die sich mit Wirkungen von CO<sub>2</sub>-Steuern, bzw. noch breiter gefasst mit jenen Ökologischer Steuerreformen beschäftigen. Hammar and Sjöström (2011) schätzen anhand von Preiselastizitäten und nationalen Energiestatistiken die langfristig erzielbaren staatlichen Steuereinnahmen bei einer Erhöhung der schwedischen CO<sub>2</sub>-Steuer. So würde laut den Autoren eine Erhöhung der CO<sub>2</sub>-Steuer um knapp 10% die Einnahmen auf 80% der derzeitigen senken.<sup>16</sup> Die

---

<sup>16</sup> Seit 1991 unterliegen in Schweden fossile Brennstoffe neben einer Energiesteuer auch einer speziellen CO<sub>2</sub>-Steuer, wobei 90% der Einnahmen dieser Steuer aus dem Verkehrssektor stammen (Hammar and Sjöström, 2011).

Autoren nehmen an, dass dieser Effekt in anderen Staaten (mit ähnlichem Energiemix) vergleichbar sei.

Unter dem Titel „Finanzpolitisch erfolgreich, klimapolitisch halbherzig“ fasst Bach (2009) in einer Ausgabe der Wochenberichte des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung die ersten zehn Jahre nach der Ökologischen Steuerreform in Deutschland zusammen. Das Ziel der Reform entspricht jenem der Doppelten Dividende, nennenswerte Belastungen gibt es seit damals vor allem bei Treibstoffen und Strom. Der Autor rechnet vor, dass durch die ETR mit 18 Mrd. € Steuermehreinnahmen pro Jahr in etwa 1,7% der Pensionsversicherungsbeiträge reduziert werden könnte (ein deutlich geringerer Beitrag von ca. 200 Mio. € der Steuereinnahmen wurde weiters für die Förderung erneuerbarer Energieträger verwendet). Jedoch ist bei diesen Berechnungen anzumerken, dass hier der Umfang der gesamten Steuerreform berechnet wird. Für eine speziellere Betrachtung der fiskalen Wirkung der Treibstoffsteuern müsste die Wirkung anderer Energiesteuern wie jene auf Heizstoffe und vor allem Strom herausgerechnet werden.

Andere Arbeiten, wie Goulder (2013), Oueslati (2014), oder Patuelli et al. (2005), betrachten weitere ökonomische Aspekte, wie Auswirkungen verschiedener Arten von Steuern auf Arbeitslosigkeit, BIP oder Gesamtwohlfahrt. Da diese Arbeiten sich aber auch hauptsächlich mit gesamtheitlichen Ökologischen Steuerreformen beschäftigen, soll darauf nicht näher eingegangen werden. Dafür sollen im folgenden Kapitel 2.4. spezielle Arbeiten und Untersuchungen zu Mineralölsteuern in Österreich erläutert werden.

## 2.4. Mineralölsteuern in Österreich

Bevor hier auf spezielle Untersuchungen zu Mineralölsteuern in Österreich eingegangen wird, soll zunächst gezeigt werden, wie sich die MÖSt. in das österreichische Steuersystem des MIV eingliedert.

### 2.4.1. Steuern und Abgaben im MIV

Die in Österreich anfallenden Steuern und Abgaben im MIV werden in Tabelle 5 – je nach Steuerart und Antriebsmotor – dargestellt.

Tabelle 5: Anfallende Steuern bei Halten und Nutzung von PKW in Österreich.

	Bezeichnung	Ottomotor	Dieselmotor
Steuern auf Kauf und Anschaffung	Normverbrauchsabgabe (NoVA)	$((\text{CO}_2\text{-Wert} - 90) / 5) - \text{Abzugsposten}^* = \text{St.-satz} (\%)^{**}$	$((\text{CO}_2\text{-Wert} - 90) / 5) - \text{Abzugsposten}^* = \text{St.-satz} (\%)^{**}$
Steuer auf Besitz eines Fahrzeugs	Motorbezogene Versicherungssteuer	0,00€ für die ersten 24kW 0,62€/kW f. d. weiteren 66kW 0,66€/kW f. d. weiteren 20kW 0,75€/kW f. alle weiteren kW	0,00€ für die ersten 24kW 0,62€/kW f. d. weiteren 66kW 0,66€/kW f. d. weiteren 20kW 0,75€/kW f. alle weiteren kW
Steuern auf Nutzung bzw. tatsächlichen Energieverbrauch des Fahrzeugs	Mineralölsteuer (MÖSt.)	0,4820€/l	0,3970€/l

\*Abzugsposten: 2015: 400€ ; 2016: 300€

\*\*Höchststeuersatz: 32%; bei CO<sub>2</sub>-Ausstoß >250g/km zusätzl. 20 € für jedes darüber liegende Gramm

Quelle: eigene Darstellung, Daten: (Bundeskanzleramt, 1995, 1991, 1953)

Der Fiskus wird hier (anders als bspw. in Deutschland) bereits bei der Anschaffung eines PKWs aktiv. Wird ein Fahrzeug in Österreich das erste Mal zugelassen, entsteht die (Steuer-)Pflicht, die sogenannte NoVA<sup>17</sup> beim Fiskus abzuliefern. Der Steuersatz ist vom (in der Zulassungsgenehmigung eingetragenen) kombinierten CO<sub>2</sub>-Ausstoß abhängig (Bundeskanzleramt, 1991). Daneben ist die Motorbezogene Haftpflichtversicherung, die von den Versicherungsunternehmen mitsamt der Kfz-Haftpflichtversicherung eingehoben wird, von der Motornennleistung des Fahrzeugs abhängig (die Steuersätze steigen leicht, wenn sie anstatt jährlich, monatlich, halb- oder vierteljährlich bezahlt werden) (Bundeskanzleramt, 1953). In Österreich werden weder bei der NoVA, noch bei der Motorbezogenen Versicherungssteuer Unterschiede zwischen den Steuersätzen bei Otto- und Dieselmotoren gemacht.

Die vom tatsächlichen Treibstoffverbrauch abhängige MÖSt. ist in Österreich die vom Steueraufkommen her deutlich umfangreichste Abgabe: Nahm der Fiskus 2014 alleine 4,135 Mrd. € durch die MÖSt. ein, betragen die Einnahmen aus Motorbezogener Versicherungssteuer und NoVA 2.126 Mrd. € bzw. 424 Mio. € (Statistik Austria, 2015).

Dennoch ist die MÖSt. im Vergleich zu Treibstoffsteuern in anderen europäischen Staaten relativ gering (Europäische Kommission, 2015a). Dies wird noch deutlicher, stellt man zum einen die Nettopreise von Benzin und Diesel, zum anderen deren Bruttopreise jenen des europäischen Durchschnitts gegenüber: Liegen die österreichischen Nettopreise 1,4 bzw. 1,5 Cent/L unter dem EU-Durchschnitt, sind es

<sup>17</sup> Normverbrauchsabgabe

bei den Bruttopreisen 21 bzw. 12,8 Cent/L (BMFWF, 2015a)<sup>18</sup>. Abbildungen 7 und 8 zeigen die (in Nettopreis, direkten Verbrauchs- bzw. Treibstoffsteuern und Umsatzsteuern unterteilten) Durchschnittspreise von Benzin (EurosUPER 95) und Diesel in Österreich und dessen EU-Nachbarstaaten. Während der Benzinpreis im August 2015 ca. 5 Cent über dem Ungarns lag, war er ungefähr am selben Niveau wie Tschechien deutlich unter jenen von Slowenien, Deutschland und Italien.

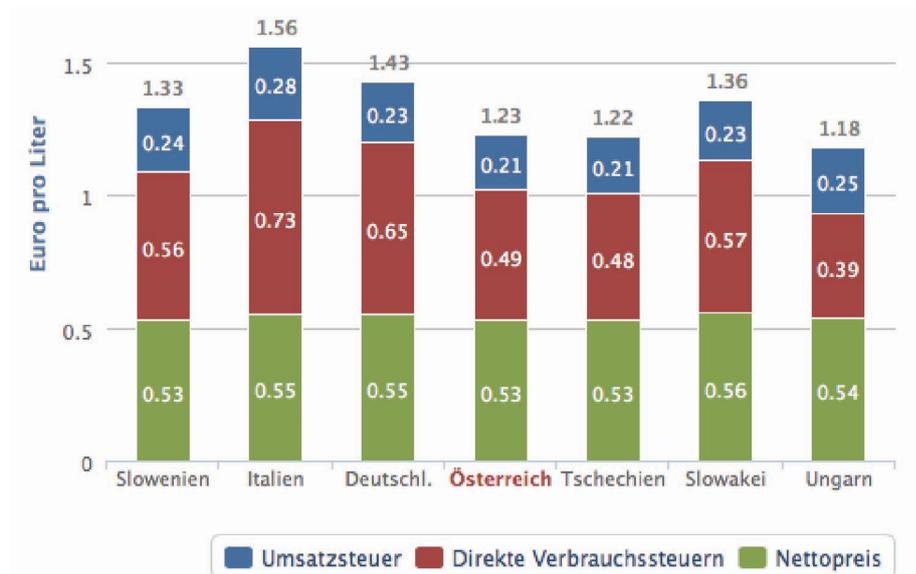


Abbildung 7: Benzinpreise (EurosUPER 95) und Steuern in Österreich und EU-Nachbarstaaten, 17.08.2105.

Quelle: BMFWF (2015b).

Betrachtet man die Preise von Diesel, so ist dieser in Österreich überhaupt der niedrigste im Vergleich der ausgewählten Staaten:

<sup>18</sup> Treibstoffpreis-Monitor der Europäischen Kommission vom 17.8.2015

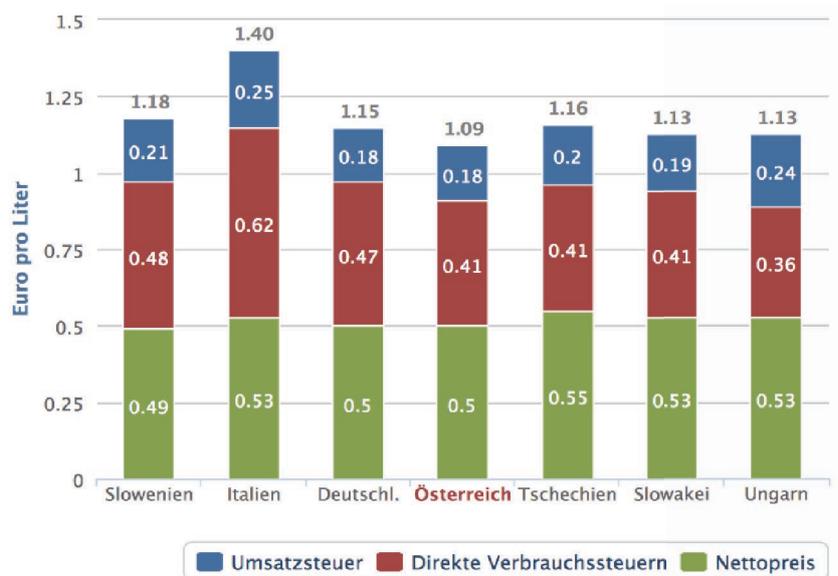


Abbildung 8: Dieselpreise und Steuern in Österreich und EU-Nachbarstaaten, 17.08.2015.

Quelle: BMFW (2015b).

Sowohl bei den Preisen von Benzin als auch von Diesel muss allerdings angemerkt werden, dass die Nettopreise zum Betrachtungszeitpunkt aufgrund des niedrigen Rohölpreises vergleichsweise gering sind. Dadurch sind auch die Differenzen der Bruttopreise, verglichen mit jenen der vergangenen Jahre, relativ klein.

Im folgenden Unterkapitel wird auf Arbeiten eingegangen, die sich mit möglichen Effekten von MÖSt.-Erhöhungen beschäftigen, und diese diskutieren.

#### 2.4.2. Diskussionen möglicher Effekte von MÖSt.-Erhöhungen

Ökonometrische Arbeiten speziell zu Österreich, in denen anhand von Preiselastizitäten Effekte von Steuererhöhungen geschätzt werden, sind in der wissenschaftlichen Literatur schwer bis kaum zu finden. Kummer et al. (2012) untersuchen in einer Studie im Auftrag der WKO<sup>19</sup> mögliche Auswirkungen einer MÖSt.-Erhöhung. Die Autoren zeigen, dass die MÖSt.-Erhöhung vom 1.1.2011 (bei der jene Benzin um 4 Cent und jene von Diesel um 5 Cent erhöht wurde) trotz gesteigerter Fahrleistung und guter Konjunktur letztlich deutlich weniger Steuermehreinnahmen lukrierte, als im Vorhinein erwartet worden war. Dabei nehmen sie die um die gestiegene Fahrleistung korrigierten MÖSt.-Mehreinnahmen

<sup>19</sup> Wirtschaftskammer Österreich

im Jahr 2011, um davon Umsatzsteuerverluste aufgrund geringerer abgesetzter Treibstoffmengen, sowie negative Folgen von Tankstellenschließungen und andere indirekte Effekte abzuziehen. Letztlich geben die Autoren einen fiskalen Nettonutzen von

ca. 100 Mio. € an, wohingegen das Ziel der Bundesregierung Mehreinnahmen von über 400 Mio. € war. Als Hauptgrund für diese Differenz wird der Rückgang des sogenannten Tanktourismus genannt, d.h. das Ausbleiben ausländischer PKW und LKW, die bis dahin aufgrund von Preisunterschieden bewusst an österreichischen Tankstellen tankten. Abschließend meinen die Autoren, dass bei einer weiteren MÖSt.-Erhöhung beider Treibstoffe um 5 Cent der Tanktourismus bei Diesel zum Erliegen kommen würde, während bei Benzin sogar ein umgekehrter Tanktourismus von Österreich in die Nachbarstaaten resultieren könnte (laut Umweltbundesamt (2014) werden 29% der in Österreich verkehrsbedingten CO<sub>2</sub>-Emissionen durch Treibstoffexport im Ausland verursacht). Dieser Prognose ist aber anzumerken, dass einige Nachbarstaaten seither ihre Treibstoffsteuern wieder angehoben haben (Europäische Kommission, 2015b) (siehe auch Kapitel 2.4.1.).

Ein von der österreichischen Umweltschutzorganisation Global 2000 (2015) veröffentlichtes „Hintergrundpapier“ fasst eine von ihr in Auftrag gegebene Studie bezüglich einer Ökologisierung des österreichischen Steuersystems zusammen. Die Studie wurde von der Gesellschaft für wirtschaftliche Strukturforchung<sup>20</sup> durchgeführt, und modelliert eine aufkommensneutrale ökologische und soziale Steuerreform im Umfang von etwa 5 Mrd. €. Unter den verschiedensten ausgaben- und einnahmenseitigen Maßnahmen findet sich bei letzteren auch eine Erhöhung der MÖSt. auf Benzin und Diesel um 8 Cent pro Liter. Die Autoren geben an, dass diese Maßnahme zusätzliche Einnahmen von 900 Mio. € bringen würden. Eine Erklärung der Methodik bzw. eine detailliertere Aufschlüsselung der Ergebnisse wird hierzu allerdings nicht gegeben.

Vorschläge, die MÖSt. zu erhöhen, um zusätzliche Einnahmen im Rahmen einer ökologischen Steuerreform zu erzielen, kommen vom Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung (WIFO, 2008). Unter den drei Szenarien, die dargestellt werden, um durch Umweltsteuern 1 Mrd. Euro zu erzielen, besteht eines ausschließlich aus der Erhöhung der MÖSt. um 10 Cent auf Benzin und Diesel. Die Autoren argumentieren,

---

<sup>20</sup> ein privates Wirtschaftsforschungs-, Unternehmens- und Politikberatungsunternehmen, mit Sitz in Osnabrück, Deutschland (GWS, 2015)

dass die Preise der beiden Treibstoffe somit immer noch niedriger (bei Diesel evt. gleich hoch) als jene in Deutschland und Italien seien. Allerdings muss hier angemerkt werden, dass diese Berechnung auf den Mengen und Preisen beider Treibstoffe des Jahres 2006 basiert, und somit nicht mehr aktuell ist. Köppl and Schratzenstaller (2015) betonen jedoch in den WIFO-Monatsberichten ihre Empfehlung, bestehende Umweltsteuern im Verkehrsbereich neu auszugestalten bzw. zu ökologisieren. Dabei nennen sie neben der MÖSt. auch die NoVA, sowie den Abbau umweltschädlicher Subventionen wie der sogenannten Pendlerpauschale. Da die daraus entstehende ökologische Lenkungswirkung oftmals mit Investitionen (von Unternehmen und Haushalten) von mehreren Jahren verbunden sei, empfehlen sie ebenfalls, eine stufenweise Anhebung der Steuersätze vorzunehmen, um hohe Anpassungskosten der wirtschaftlichen Akteure zu vermeiden.

Im empirischen Kapitel dieser Arbeit soll nun versucht werden, durch eine ökonometrische Schätzung der Preiselastizitäten die Treibstoffnachfrage in Österreich zu modellieren, um darauffolgend die Effekte einer MÖSt.-Erhöhung abschätzen zu können.

### 3. MATERIAL UND METHODE

#### 3.1. Quantitative Daten

Für den empirischen Teil der Arbeit werden Monatsdaten des Zeitraums Januar 2005 bis Dezember 2014 verwendet. Neben den nationalen Verbrauchsmengen- und Preisstatistiken der beiden Treibstoffarten Eurosuper 95<sup>21</sup> und Diesel werden folgende andere Daten verwendet: die Arbeitslosenquoten (als Indikator für die Konjunktur), die Anzahl der Kfz-Neuzulassungen, der Preis der Rohölsorte Brent, die Treibstoffpreise der Staaten Deutschland und Italien (um über Preisdifferenzen den Einfluss des Tanktourismus abzubilden), und die Verbraucherpreisindizes der drei Staaten Österreich, Deutschland und Italien, sowie der EU-28 (um die Preisdaten der jeweiligen Zeitreihe zu deflationieren).

Die Daten werden jeweils von Datenbanken nationaler und internationaler öffentlicher Einrichtungen online abgerufen, oder sind von diesen nach Anfrage zur Verfügung gestellt: Die monatlichen Verbrauchsmengenstatistiken des BMWFW<sup>22</sup> sind vom Fachverband der Mineralölindustrie per Mail bereitgestellt (Einheit: Tonnen). Bezüglich der Preisdaten werden die nationalen wöchentlichen Durchschnittspreise (in €/Liter) von Österreich, Deutschland und Italien einer Datenbank der Europäischen Kommission entnommen, um mit diesen anschließend die monatlichen Durchschnittspreise für jeden der drei Staaten berechnen zu können. Die verwendeten Preisdaten der Rohölsorte Brent stammen aus der Datenbank der EIA<sup>23</sup>, dem Amt für Energiestatistik des US-Energieministeriums, und wurden auf Grundlage der Referenzkurse der EZB<sup>24</sup> von US-\$/Barrel in €/Barrel umgerechnet. Die Arbeitslosenquoten (Arbeitslose in % des Arbeitskräftepotentials) gehen aus der offiziellen Arbeitsmarktstatistik des AMS<sup>25</sup>, die monatlichen Kfz-Neuzulassungen aus der Online-Datenbank der Statistik Austria hervor.

Alle nominalen Preisdaten werden unter Berücksichtigung des jeweiligen Verbraucherpreisindex zu realen Preisen deflationiert, wobei der erste Monat der

---

<sup>21</sup> in Folge immer „Benzin“ genannt

<sup>22</sup> Bundesministerium für Wissenschaft, Forschung und Wirtschaft

<sup>23</sup> Energy Information Administration

<sup>24</sup> Europäische Zentralbank

<sup>25</sup> Arbeitsmarktservice

Zeitreihe (Januar 2005) als Basismonat gilt. Die Verbraucherpreisindizes sind dem offiziellen Amt für Statistik der EU, Eurostat, entnommen.

Tabelle 6 beinhaltet die Ergebnisse der deskriptiven Statistik der verwendeten Daten. Es zeigt sich, dass die mittlere monatliche Benzinnachfrage in Österreich deutlich geringer ist als jene von Diesel (Verhältnis ca. 1:4). Die Treibstoffpreise in Deutschland und Italien sind generell höher als jene in Österreich, wobei sich die Spannweiten in Deutschland und Österreich nicht sehr voneinander unterscheiden. Eine große Spannweite zeigt sich bei dem Preis von Rohöl, wo die realen Preise pro Barrel zwischen 36,86\$ und 121,52\$ liegen. Die Arbeitslosigkeit in Österreich liegt in der Zeitreihe zwischen 5% und 10%. Die Kfz-Neuzulassungen bewegen sich zwischen knapp 20.000 und gut 51.000 Fahrzeugen pro Monat.

Tabelle 6: Deskriptive Statistik der verwendeten Zeitreihendaten (01/05-12/14).

	Mittelwert	Maximum	Minimum	Spannweite
Benzinnachfrage, in t	130.040	184.408	96.935	87.473
Dieselnachfrage, in t	516.340	647.038	385.123	261.915
Benzinpreis, real in €/l	1,11	1,30	0,87	0,43
Dieselpreis, real in €/l	1,06	1,31	0,85	0,46
Rohölpreis, real in €/Barrel	57,02	80,45	27,27	53,18
Arbeitslosigkeit, in %	7	10	5	5
Kfz-Neuzulassungen, in 1000 Fahrzeugen	34,7	51,4	19,6	31,8
Benzinpreis GER, real in €/l	1,31	1,52	1,05	0,47
Dieselpreis GER, real in €/l	1,16	1,38	0,93	0,45
Benzinpreis ITA, real in €/l	1,32	1,57	1,04	0,53
Dieselpreis ITA, real in €/l	1,22	1,48	0,95	0,54

Quelle: eigene Berechnungen.

Abbildungen 9 und 10 zeigen sowohl die Nachfrage-, als auch die Preisentwicklungen von Benzin und Diesel im Untersuchungszeitraum. Klar ersichtlich bei beiden Treibstoffen sind vor allem die saisonalen Schwankungen. Während die Nachfrage bei Benzin in den Sommerurlaubsmonaten (Juli & August) ihre höchsten Werte aufweist, gipfelt sie bei Diesel mit 2 Ausnahmen (2005 & 2009) jeweils im Oktober (siehe auch Kapitel 5.2.). Die Nachfrage ist hingegen in der kälteren Jahreszeit (November – Februar) am geringsten. Betrachtet man die Preisentwicklung von Benzin (Abbildung 9), so erkennt man ebenfalls saisonale Schwankungen ähnlich jenen der Nachfrage, während die Preise von Diesel (Abbildung 10) etwas unabhängiger von dessen Nachfrage zu sein scheinen. Beide Preiskurven weisen

einen starken Knick im Jahr 2008 (Finanz- und Wirtschaftskrise), sowie ein abnehmendes Preisniveau seit 2012 auf.

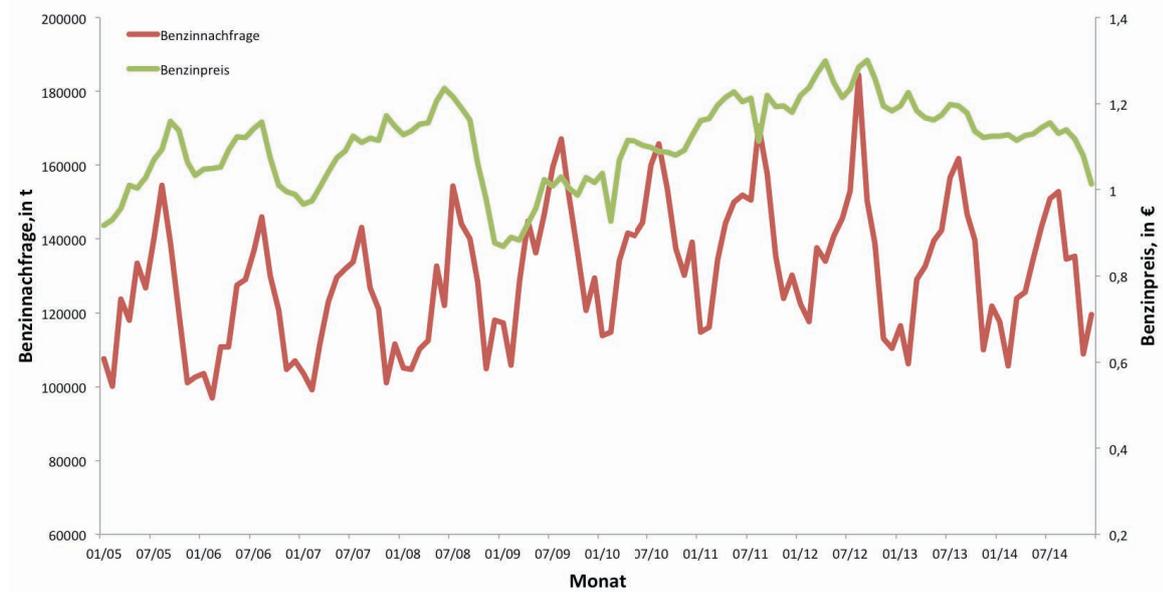


Abbildung 9: Entwicklung der Benzinnachfrage und -preise in Österreich zwischen Januar 2005 und Dezember 2014.

Quelle: eigene Darstellung.

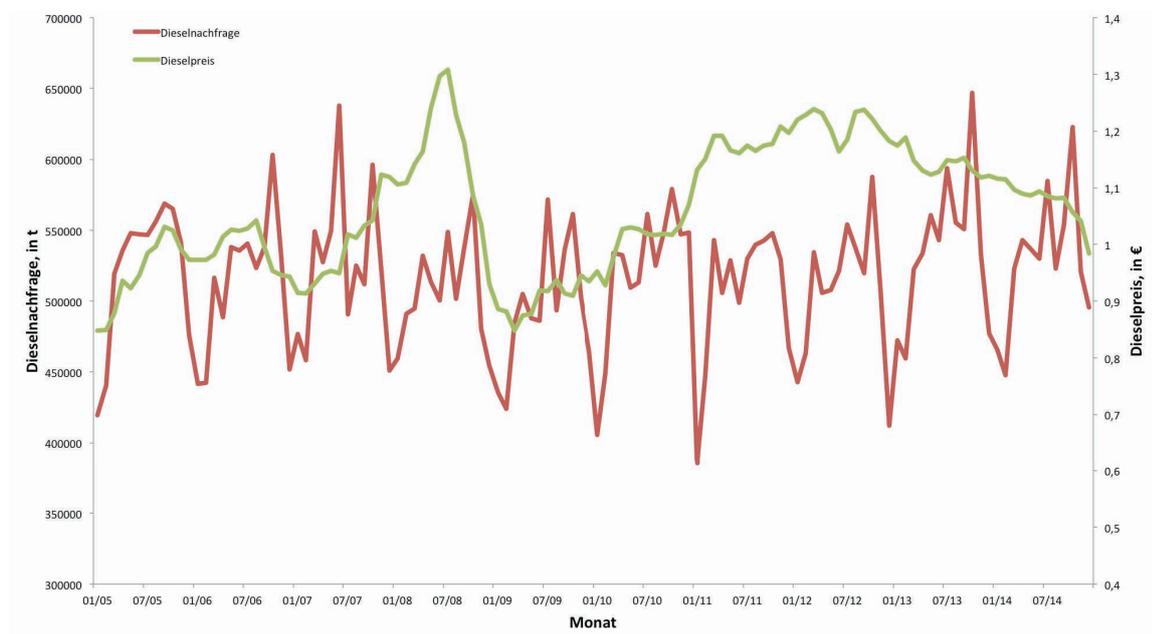


Abbildung 10: Entwicklung der Dieselnachfrage und -preise in Österreich zwischen Januar 2005 und Dezember 2014.

Quelle: eigene Darstellung.

## 3.2. Methode

### 3.2.1. Multiple Regressionsgleichung und Basismodell der Treibstoffnachfrage

Die für den empirischen Teil dieser Arbeit verwendeten ökonometrischen Modelle orientieren sich zum einen an Wooldridge (2013), der eine gute Einführung in die Ökonometrie bietet, zum anderen an bisherigen wissenschaftlichen Publikationen, die zum Teil schon in Kapitel 2 vorgestellt wurden. Die Treibstoffnachfrage soll daher anhand multipler linearer Regressionsmodelle geschätzt werden, mit denen abhängige Variablen  $y$  durch  $i$  unabhängige Variablen  $x_i$  erklärt werden. Bei Wooldridge (2013) wird das allgemeine multiple Regressionsmodell mit  $i$  unabhängigen Variablen daher angeschrieben als

$$y = \beta_0 + \beta_1 * x_1 + \beta_2 * x_2 + \beta_3 * x_3 + \dots + \beta_i * x_i + u,$$

wobei  $\beta_0$  der Achsenabschnitt<sup>26</sup> und  $u$  der Fehlerterm ist, indem alle  $y$  bestimmenden Faktoren inkludiert sind, die nicht durch  $x_i$  ausgedrückt werden können.  $\beta_i$  sind die zu schätzenden Regressionskoeffizienten. Ziel ist, eine *ceteris-paribus*-Aussage treffen zu können, die anhand eines Regressionskoeffizienten  $\beta_i$  den Effekt einer Änderung von  $x_i$  um eine Einheit auf  $y$  ausdrückt, wenngleich alle anderen unabhängigen Variablen unverändert bleiben. Das dieser verwendeten Methode zugrunde liegende statistische Verfahren heißt OLS<sup>27</sup>-Schätzung. Hierbei wird die Summe der Residuen  $\sum \hat{u}_i$ , also der Abstände zwischen den geschätzten und tatsächlichen Werten, minimiert. Somit wird versucht, die Regressionsgerade möglichst nahe an den Datenpunkten verlaufen zu lassen.

In dieser Arbeit sollen die Treibstoffnachfrage von Benzin und jene von Diesel getrennt voneinander geschätzt werden. Tabelle 7 gibt einen Überblick über alle in dieser Arbeit verwendeten abhängigen und unabhängigen Variablen. Dabei wird festgehalten, wie die einzelnen Variablen im Modell bezeichnet werden, ob sie abhängig/unabhängig sind, und wie die Daten eingelesen werden (logarithmiert oder (unlogarithmiert) in Levels).

---

<sup>26</sup> Schnittpunkt der Regressionsgerade mit der y-Achse

<sup>27</sup> Ordinary least squares – Verfahren der kleinsten Quadrate

Tabelle 7: Verwendete unabhängige und abhängige Variablen.

Daten	Bezeichnung	Abhängigkeit	Funktionale Form
Benzinnachfrage	Ingasdemand	abhängig	log
Dieselnachfrage	Indieseldemand	abhängig	log
Benzinpreis	Ingasprice	unabhängig	log
Dieselpreis	Indieselprice	unabhängig	log
Arbeitslosigkeit	unemployment	unabhängig	Level
Kfz-Neuzulassungen	vehicles	unabhängig	Level
Preisdifferenz Benzin GER-AUT	Ingasdiffgermany	unabhängig	log
Preisdifferenz Diesel GER-AUT	Indieseldiffgermany	unabhängig	log
Preisdifferenz Benzin ITA-AUT	Ingasdiffitaly	unabhängig	log
Preisdifferenz Diesel ITA-AUT	Indieseldiffitaly	unabhängig	Log
Trend	trend	unabhängig	Level
Monat	month	unabhängig	Dummy
Rohölpreis	Incrudeoilprice	unabhängig	log

Quelle: eigene Darstellung.

Die in dieser Arbeit zentralen Variablen der Nachfrage und der Preise werden logarithmiert, um am Ende eine wie üblich in Prozent angegebene Preiselastizität der Nachfrage zu erhalten. Die Monatsvariable **month<sub>j</sub>** wird als Dummy-Variable eingelesen: Wie schon in Kapitel 2.1.1. angemerkt, wird damit durch binäre Codierung ein qualitatives Merkmal in das Regressionsmodell aufgenommen, wodurch der Einfluss des jeweiligen Monats (Jan.-Dez.) geschätzt werden kann (Wooldridge, 2013).

Die Basismodelle der Benzin- und Dieselnachfrage werden daher jeweils analog zueinander als

**gasdemand<sub>jt</sub>** =

$$\beta_0 + \beta_1 * \text{gasprice}_{jt} + \beta_2 * \text{unemployment}_{jt} + \beta_3 * \text{vehicles}_{jt} + \beta_4 * \text{month}_j + \beta_5 * \text{trend}_t + u_{jt},$$

bzw.

**dieseldemand<sub>jt</sub>** =

$$\beta_0 + \beta_1 * \text{dieselprice}_{jt} + \beta_2 * \text{unemployment}_{jt} + \beta_3 * \text{vehicles}_{jt} + \beta_4 * \text{month}_j + \beta_5 * \text{trend}_t + u_{jt},$$

angeschrieben. Die Nachfrage beider Treibstoffe **gasdemand<sub>jt</sub>** bzw. **dieseldemand<sub>jt</sub>** wird also über den Preis **gasprice<sub>jt</sub>** bzw. **dieselprice<sub>jt</sub>**, die Arbeitslosigkeit **unemployment<sub>jt</sub>**, die Fahrzeugneuzulassungen **vehicles<sub>jt</sub>**, den Monat **month<sub>j</sub>** und den

Zeittrend **trend $t$**  geschätzt. Die beiden Indizes stehen für den jeweiligen Monat **j** und die Einheit der Zeitreihe **t** (Monate).

Da diese Modelle im Gegensatz zu weiteren, im nächsten Unterkapitel folgenden Modellen noch nicht die Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien berücksichtigen, werden sie in dieser Arbeit als Basismodelle (oder *restringierte*<sup>28</sup> Modelle) bezeichnet (im Gegensatz zu *unrestringierten* Modellen).

### 3.2.2. Unrestringierte Modelle und Wald-Test

Das korrekt spezifizierte Regressionsmodell sollte alle relevanten Einflussgrößen enthalten. Vernachlässigt man relevante Variablen, so spricht man von einer „Omitted Variable Bias“, also einer Verzerrung aufgrund ausgelassener Variablen<sup>29</sup>. Somit ist es wichtig, alle relevant erscheinenden Variablen in das Modell aufzunehmen (Wooldridge, 2013). Daher werden, um auch den Einfluss des Tanktourismus auf die österreichische Treibstoffnachfrage abbilden zu können, den Basismodellen mit den Preisdifferenzen zu Österreichs beiden größten Nachbarstaaten, Deutschland (**gasdiffgermany $jt$** ) und Italien (**gasdiffitaly $jt$** ), zwei weitere unabhängige Variablen hinzugefügt:

**gasdemand $jt$**  =

$$\beta_0 + \beta_1 * \text{gasprice}_{jt} + \beta_2 * \text{unemployment}_{jt} + \beta_3 * \text{vehicles}_{jt} + \beta_4 * \text{month}_j + \beta_5 * \text{trend}_t + \beta_6 * \text{gasdiffgermany}_{jt} + \beta_7 * \text{gasdiffitaly}_{jt} + u_{jt}.$$
<sup>30</sup>

Um testen zu können, ob die beiden zusätzlichen Variablen gemeinsam signifikant sind, und somit in das Modell genommen werden sollen, muss ein F-Test durchgeführt werden. Dabei werden grundsätzlich eine Null- und eine Alternativhypothese aufgestellt, worauf folgend diesem Fall entsprechend erstere

**H<sub>0</sub>:  $\beta_6 = 0$  und gleichzeitig  $\beta_7 = 0$ ,**

gegen die Alternativhypothese

**H<sub>1</sub>:  $\beta_6 \neq 0$  und/oder  $\beta_7 \neq 0$ ,**

---

<sup>28</sup> eingeschränkte

<sup>29</sup> Enthalten Modelle zu viele Variablen, spricht man von „overfitting“ (Backhaus et al., 2006).

<sup>30</sup> Da die methodischen Vorgänge für Benzin und Diesel jeweils analog zueinander durchgeführt werden, werden hier in Folge nur mehr jene von Benzin explizit dargestellt.

getestet wird. Wird die Nullhypothese abgelehnt, so sind beide Variablen gemeinsam statistisch signifikant und somit in das Modell aufzunehmen (Auer, 2007).

Die F-Statistiken werden in dieser Arbeit mit einem sogenannten „Wald-Test“ erstellt, der die Residuenquadratsumme des restringierten Basismodells mit der des unrestringierten Modells vergleicht. Geprüft wird dies, indem die berechneten F-Werte schließlich mit dem (für das jeweilige Signifikanzniveau) Kritischen Wert verglichen werden. Ist der F-Wert größer als der Kritische Wert, so wird die **H<sub>0</sub>** abgelehnt, und die Variablen **gasdiffgermanyjt** und **gasdiffitalyjt** gemeinsam in das Modell aufgenommen (Wooldridge, 2013).

### 3.2.3. Berechnung der Preiselastizitäten in unrestringierten Modellen

Im restringierten Modell kann der Koeffizient des logarithmierten Preises als Elastizität der Nachfrage interpretiert werden. Im unrestringierten Modell ist der Preis auch in der logarithmierten Differenz zu Deutschland (**gaspricegermanyjt**) und Italien (**gaspriceitalyjt**) enthalten. Daher misst der Koeffizient **β<sub>1</sub>** als solcher nicht mehr die Elastizität. Um die Elastizität der Nachfrage auszudrücken, sind folgende Rechnungsschritte notwendig:

$$\begin{aligned} \mathbf{Ingasdemandjt} = & \beta_0 + \beta_1 * \mathbf{Ingaspricejt} + \beta_2 * \mathbf{unemploymentjt} + \beta_3 * \mathbf{vehiclesjt} \\ & + \beta_4 * \mathbf{monthj} + \beta_5 * \mathbf{trendt} + \beta_6 * \mathbf{Ingasdiffgermanyjt} + \beta_7 * \mathbf{Ingasdiffitalyjt} + \mathbf{ujt} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{gasdemandjt} = & \exp(\beta_0 + \beta_1 * \log(\mathbf{gaspricejt}) + \beta_2 * \mathbf{unemploymentjt} + \beta_3 * \mathbf{vehiclesjt} \\ & + \beta_4 * \log(\mathbf{monthj}) + \beta_5 * \mathbf{trendt} + \beta_6 * \log(\mathbf{gaspricegermanyjt} - \mathbf{gaspricejt}) \\ & + \beta_7 * \log(\mathbf{gaspriceitalyjt} - \mathbf{gaspricejt}) + \mathbf{ujt}) \end{aligned} \quad (2)$$

nach **gaspricejt** ableiten:

$$\begin{aligned} \frac{d \mathbf{gasdemandjt}}{d \mathbf{gaspricejt}} = & \left( \frac{\beta_1}{\mathbf{gaspricejt}} + \frac{-\beta_6}{\mathbf{gaspricegermanyjt} - \mathbf{gaspricejt}} + \frac{-\beta_7}{\mathbf{gaspriceitalyjt} - \mathbf{gaspricejt}} \right) \\ & * \exp(\beta_0 + \beta_1 * \log(\mathbf{gaspricejt}) + \beta_6 * \log(\mathbf{gaspricegermanyjt} - \mathbf{gaspricejt}) \\ & + \beta_7 * \log(\mathbf{gaspriceitalyjt} - \mathbf{gaspricejt})) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\frac{d \mathbf{gasdemandjt}}{d \mathbf{gaspricejt}} = \left( \frac{-\beta_1}{\mathbf{gaspricejt}} + \frac{-\beta_6}{\mathbf{gaspricegermanyjt} - \mathbf{gaspricejt}} + \frac{-\beta_7}{\mathbf{gaspriceitalyjt} - \mathbf{gaspricejt}} \right) * \mathbf{gasdemandjt}$$

(4)

$$\frac{d \text{ gasdemand}_{jt}}{d \text{ gasprice}_{jt}} = \frac{\beta_1}{\text{gasprice}_{jt}} * \text{ gasdemand}_{jt} +$$

$$\frac{-\beta_6}{\text{gasprice}_{germanyjt} - \text{gasprice}_{jt}} * \text{ gasdemand}_{jt} + \frac{-\beta_7}{\text{gasprice}_{italyjt} - \text{gasprice}_{jt}} * \text{ gasdemand}_{jt}$$

(5)

$$\frac{d \text{ gasdemand}_{jt}}{d \text{ gasprice}_{jt}} * \frac{\text{ gasprice}_{jt}}{\text{ gasdemand}_{jt}} = \beta_1 - \beta_6 * \frac{\text{ gasprice}_{jt}}{\text{ gasprice}_{germanyjt} - \text{gasprice}_{jt}} - \beta_7 * \frac{\text{ gasprice}_{jt}}{\text{ gasprice}_{italyjt} - \text{gasprice}_{jt}}$$

(6)

Die Preiselastizitäten der österreichischen Treibstoffnachfrage in den unrestringierten Modellen sind demnach nicht konstant, sondern hängen vom Verhältnis zwischen österreichischem Preis und dessen Differenzen zu beiden Nachbarstaaten ab.

#### 3.2.4. Simultanitätsproblem und 2 Stage Least Squares

Wie bereits in Kapitel 2.1.4. erläutert, gibt es in der Ökonometrie bei Angebots- und Nachfragemodellen das Problem, dass eine oder mehrere unabhängige Variablen sowie die abhängige Variable gemeinsam bestimmt werden, d.h. in diesem Fall, dass sich Treibstoffnachfrage **gasdemand<sub>jt</sub>** und -preis **gasprice<sub>jt</sub>** wechselseitig beeinflussen. Somit ist die Kausalität zwischen Nachfrage und Preis nicht eindeutig bestimmbar, und die Regressionskoeffizienten der OLS-Schätzung wären inkonsistent (Wooldridge, 2013).

Dieses Problem wird gelöst, indem das Schätzverfahren in 2 Stufen geteilt wird („2 Stage Least Squares“<sup>31</sup>). Im 1. Schritt wird in einer Regression der Einfluss einer Instrumentalvariable auf den Treibstoffpreis geschätzt. Das Instrument muss eine Variable sein, die das Angebot und somit den Preis beeinflusst, aber nicht die Nachfrage. In Kapitel 2.1.4. wird erläutert, dass in der wissenschaftlichen Literatur bei der Modellierung der Treibstoffnachfrage vornehmlich zwischen zwei Instrumentalvariablen gewählt wird: dem Preis von Rohöl oder anderer raffinierter Mineralölprodukte (Dahl, 1979; Lin and Zeng, 2013; Ramsey et al., 1975), und der Rohölproduktion, bzw. deren zeitliche Unterbrechungen (Coyle et al., 2012; Hughes et al., 2008). Letztere argumentieren jeweils, dass Rohölpreise womöglich mit Nachfrageschocks bei Treibstoffen korrelieren, und daher eher nicht als

---

<sup>31</sup> 2SLS

Instrumentalvariablen geeignet wären. Lin and Zeng (2013) wiederum meinen, dass internationale Rohölpreise als Instrumentalvariablen sich auf die Preise auswirken, aber dennoch keine lokalen Nachfrageschocks bedingen würden. Diese beiden Ansichten berücksichtigend, wurde in dieser Arbeit – letztlich auch vor allem aufgrund der Datenverfügbarkeit – der Rohölpreis (der Sorte Brent) als Instrumentalvariable ausgewählt. Somit kann die Regressionsgleichung des 1. Schrittes dieses 2SLS, indem der Treibstoffpreis über den Rohölpreis **crudeoilprice<sub>t</sub>** geschätzt wird, als

$$\mathbf{gasprice.fitted}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 * \mathbf{crudeoilprice}_t.$$

angeschrieben werden.

Im 2. Schritt wird dann der geschätzte Treibstoffpreis **gasprice.fitted<sub>t</sub>** in die OLS-Basisgleichung eingesetzt, um somit die Nachfrage konsistent schätzen zu können:

$$\mathbf{gasdemand}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * \mathbf{gasprice.fitted}_{jt} + \beta_2 * \mathbf{unemployment}_{jt} + \beta_3 * \mathbf{vehicles}_{jt} + \beta_4 * \mathbf{month}_j + \beta_5 * \mathbf{trend}_t + \mathbf{u}_{jt}.$$

In der Praxis werden diese beiden Schritte üblicherweise nicht getrennt voneinander berechnet, sondern mittels speziellen Paketen in Statistikprogrammen in einem durchgeführt, so auch in dieser Arbeit.

### 3.2.5. Zeitverzögerte Variablen

Daneben ist es, wie bereits in Kapitel 2.1.3. erwähnt, üblich, Preisvariablen um eine oder mehrere Zeiteinheiten zu verzögern, um den Effekt des Preises einer vergangenen Periode auf die derzeitige Nachfrage schätzen zu können. Dies ist vor allem sinnvoll, da sich Preiserhöhungen oft erst nach einer gewissen Zeit im Konsumverhalten bemerkbar machen, wie z.B. der mittelfristige Umstieg auf sparsamere Fahrzeuge oder auf öffentliche Verkehrsmittel (Sternler, 2007). In dieser Arbeit werden zwei verzögerte Modelle erstellt, in denen neben den aktuellen Treibstoffpreisen auch die um 1 bzw. 3 Jahre verzögerten Variablen enthalten sind.<sup>32</sup> Diese (unrestringierten) Modelle lassen sich als

---

<sup>32</sup> die verzögerte Variable wird ebenfalls durch den (verzögerten) Rohölpreis instrumentalisiert

**gasdemand<sub>jt</sub> =**

$$\beta_0 + \beta_1 * \text{gasprice}_{jt} + \beta_2 * \text{gasprice}_{j,t-12} + \beta_3 * \text{unemployment}_{jt} + \beta_4 * \text{vehicles}_{jt} + \beta_5 * \text{month}_j + \beta_6 * \text{trend}_t + \beta_7 * \text{gasdiffgermany}_{jt} + \beta_8 * \text{gasdiffitaly}_{jt} + u_{jt},$$

und

**gasdemand<sub>jt</sub>**

$$\beta_0 + \beta_1 * \text{gasprice}_{jt} + \beta_2 * \text{gasprice}_{j,t-12} + \beta_3 * \text{gasprice}_{j,t-24} + \beta_4 * \text{gasprice}_{j,t-36} + \beta_5 * \text{unemployment}_{jt} + \beta_6 * \text{vehicles}_{jt} + \beta_7 * \text{month}_j + \beta_8 * \text{trend}_t + \beta_9 * \text{gasdiffgermany}_{jt} + \beta_{10} * \text{gasdiffitaly}_{jt} + u_{jt}$$

formulieren.<sup>33</sup>

### 3.2.6. Heteroskedastierobuste Standardfehler

Ist die Streuung der Residuen  $\hat{u}$  in verschiedenen Gruppen der Grundgesamtheit nicht konstant, so spricht man von „Heteroskedastie“. Hiermit wäre eine Grundvoraussetzung des linearen Regressionsmodells verletzt, die besagt, dass die Varianz der Residuen  $\hat{u}$  nicht von den unabhängigen Variablen und der Reihenfolge der Beobachtungen abhängig sein darf (Backhaus et al., 2006). Zwar wären bei Heteroskedastie die Regressionskoeffizienten weiterhin konsistent, Probleme würden aber vor allem bei den Standardfehlern, der t- und der F-Statistik auftreten (Wooldridge, 2013). Da laut Kleiber and Zeileis (2008) und Kleiber (2009) die in den meisten Statistikprogrammen erhaltenen Standardfehler allerdings unter der Annahme von „Homoskedastie“<sup>34</sup> berechnet werden, werden in dieser Arbeit heteroskedastierobuste Standardfehler verwendet.

Der gesamte Quellcode des empirischen Teils der Arbeit, der in der Programmiersprache R geschrieben ist, findet sich in Anhang 5. In Kapitel 4 werden nun die empirischen Ergebnisse der vorgestellten theoretischen Modelle, die mit Hilfe der in R geschriebenen Pakete `AER` (Kleiber and Zeileis, 2008), `psych` (Revelle, 2015), `lmtest` (Zeileis and Hothorn, 2002) und `stargazer` (Hlavac, 2015) ausgeführt worden sind, dargestellt.

---

<sup>33</sup> Da die Einheit der Zeitreihendaten Monate sind, muss die Variable für eine „1-Jahr-Verzögerung“ um 12 Einheiten verzögert werden.

<sup>34</sup> Dem Gegenteil von Heteroskedastie, also die Varianz von  $\hat{u}$  ist unabhängig von den Beobachtungen

## 4. ERGEBNISSE

Dieses Kapitel gibt nun die Ergebnisse der einzelnen durchgeführten Regressionen wieder, wobei hier nur jene Resultate gezeigt werden, die bereits mit 2SLS bzw. Instrumentalvariablen berechnet werden (zum Vergleich finden sich die OLS-Ergebnisse der Basis- und unrestringierten Regressionsmodelle (nicht zeitverzögert) in Anhang 1-4). Die Ergebnisse der beiden Treibstoffarten werden getrennt voneinander dargestellt, so behandelt Kapitel 4.1. jene der Benzin-, und Kapitel 4.2. jene der Dieselnachfragemodelle.

### 4.1. Benzin

Die Ergebnisse der Basisregression für die Benzinnachfrage werden in Tabelle 8 gezeigt. Der Koeffizient des Preises **lngasprice** weist hier bei hoher statistischer Signifikanz<sup>35</sup> einen Wert von -0,2859 auf. Die Variablen **vehicles** sowie **trend** sind ebenfalls auf 0,1%-Niveau signifikant. Die Arbeitslosigkeit **unemployment** hat einen Koeffizienten von -1,1445, allerdings auf nicht-signifikanten Niveau. Die Koeffizienten der Dummy-Variablen **month1 – month11** (Febr. – Dez.) sind als Vergleichswerte zum Referenzmonat Januar zu sehen. So ist die Treibstoffnachfrage im August (**month7**) um 28% höher als im Januar (hoch signifikant). Die beiden Bestimmtheitsmaße **R<sup>2</sup>** und **Adjusted R<sup>2</sup>**<sup>36</sup> sind mit 0,8667 und 0,8475 relativ hoch. Sie geben an, dass 87% (bzw. 85%) der Variation der Benzinnachfrage durch die verwendeten unabhängigen Variablen erklärt werden (Backhaus et al., 2006).

Tabelle 8: Ergebnisse des 2SLS-Basismodells für Benzin.

---

abhängige Variable = lngasdemand

---

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
(Intercept)	11,38	0,12824	88,7266	< 2,2e-16 ***
lngasprice	-0,2859	0,081007	-3,5289	0,0006230 ***
unemployment	-1,445	1,2932	-1,1171	0,2665416
vehicles	1,091e-05	1,8021e-06	6,0527	2,282e-08 ***

---

<sup>35</sup> also auf niedrigem Signifikanzniveau

<sup>36</sup> Adjusted **R<sup>2</sup>** korrigiert, dass Bestimmtheitsmaß **R<sup>2</sup>** bei Zunahme irrelevanter Variablen zu-, aber nicht abnehmen kann (Backhaus et al., 2006).

trend	0,001584	2,3516e-04	6,7365	9,216e-10	***
month1	-0,04618	0,019304	-2,3924	0,0185316	*
month2	-0,08547	0,034629	-2,4681	0,0152144	*
month3	-0,08632	0,043030	-2,0061	0,0474365	*
month4	-0,02760	0,042848	0,6442	0,5208340	
month5	0,006447	0,043422	0,1485	0,8822510	
month6	0,1468	0,46750	3,1398	0,0022009	**
month7	0,2805	0,043638	6,4283	3,981e-09	***
month8	0,1548	0,046542	3,3271	0,0012139	**
month9	0,0769	0,035487	2,1670	0,0325211	*
month10	-0,04633	0,030049	-1,5416	0,1261965	
month11	0,08710	0,025122	3,4670	0,0007664	***
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	* 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,8667	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,8475				

Quelle: eigene Darstellung.

Der durchgeführte Wald-Test ergibt eine  $F_{2;104}$ -Statistik der Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien mit gemeinsamer Signifikanz von 9,47 (p-Wert: 0,00017). Die beiden Variablen **Ingasdiffgermany** und **Ingasdiffitaly** werden somit in die folgenden Regressionsmodelle aufgenommen. Tabelle 9 zeigt die Ergebnisse des nun unrestringierten Modells. Der Koeffizient des Benzinpreises **Ingasprice** ist mit -0,14 etwas geringer als im Basismodell, auch die Signifikanz bewegt sich nur mehr auf 10%-Niveau. Die Differenz zu Italien weist überraschenderweise einen negativen Koeffizienten auf, was einen Rückgang der Treibstoffnachfrage bei zunehmender Preisdifferenz bedeuten würde. Die Sommermonate **month6** und **month7** (Juli & August) weisen verglichen zu Januar wiederum deutlich höhere Koeffizienten auf 0,1%iger Signifikanz auf.  $R^2$  liegt bei 0,8995, Adjusted  $R^2$  bei 0,8711.

Tabelle 9: Ergebnisse des unrestringierten 2SLS-Modells für Benzin.

abhängige Variable = Ingasdemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	11,236	0,16954	66,2760	< 2,2e-16	***
Ingasprice	-0,14987	0,087259	-1,7176	0,0889073	.

unemployment	0,66828	1,3458	0,4966	0,6205540	
vehicles	9,6166e-06	1,9853e-06	4,8439	4,553e-06	***
trend	0,0016756	2,4554e-04	6,8241	6,457e-10	***
month1	-0,035455	0,020187	-1,7563	0,0820392	.
month2	-0,044857	0,041227	-1,0881	0,2791364	
month3	-0,050804	0,052049	-0,9761	0,3313311	
month4	0,073510	0,046662	1,5754	0,1182698	
month5	0,063439	0,051242	1,2380	0,2185517	
month6	0,21302	0,048215	4,4180	2,488e-05	***
month7	0,32908	0,041128	8,0015	2,028e-12	***
month8	0,19580	0,043702	4,4804	1,951e-05	***
month9	0,11457	0,035554	3,2225	0,0017064	**
month10	-0,022940	0,031407	-0,7304	0,4668189	
month11	0,088869	0,024999	3,5549	0,0005747	***
Ingasdiffgermany	0,11665	0,049185	2,3716	0,0195875	*
Ingasdiffitaly	-0,10829	0,030524	-3,5477	0,0005889	***
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	* 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,8995	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,8711				

Quelle: eigene Darstellung.

Tabelle 10 zeigt die Resultate des ersten zeitverzögerten unrestringierten Modells: So wurde die Preisvariable um 1 Jahr bzw. 12 Monate verzögert. Der Koeffizient **Ingasprice** ist auf 10%-Niveau signifikant mit einem Wert von -0,2082. Die verzögerte Variable **IngaspriceLag1** weist mit -0,0873 einen deutlich niedrigeren Koeffizienten auf und ist nicht signifikant. Die Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien bewegen sich hingegen auf sehr hohem 1%-Signifikanzniveau, wobei Italien wie schon zuvor einen negativen Koeffizienten aufweist (-0,1032).

Tabelle 10: Ergebnisse des 1-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Benzin, unrestringiert.

abhängige Variable = Ingasdemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	11,475	0,151	76,0340	< 2,2e-16	***

lngasprice	-0,20802	0,10725	-1,9396	0,05599	.
lngaspriceLag1	-0,087321	0,070977	-1,2303	0,221837	
unemployment	-1,8378	1,3459	-1,3655	0,175538	
vehicles	9,3750e-06	2,1105e-06	4,4421	2,554e-05	***
trend	0,002408	2,7205e-04	8,8512	7,636e-14	***
month1	-0,04871	0,020843	-2,3371	0,021680	*
month2	-0,084825	0,043201	-1,9635	0,052712	.
month3	-0,088957	0,050105	-1,7754	0,079246	.
month4	0,015906	0,045367	0,3506	0,726707	
month5	0,0089115	0,050112	0,1778	0,859261	
month6	0,15522	0,049525	3,1342	0,002334	**
month7	0,26873	0,042259	6,3590	8,510e-09	***
month8	0,13690	0,044826	3,0541	0,002978	**
month9	0,061894	0,036591	1,6915	0,094241	.
month10	-0,063338	0,033457	-1,8931	0,061591	.
month11	0,088067	0,026246	3,3555	0,001166	**
lngasdiffgermany	0,14384	0,049324	2,9162	0,004483	**
lngasdiffitaly	-0,10324	0,033766	-3,0575	0,002947	**
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	· 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,8957	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,8746				

Quelle: eigene Darstellung.

Die Ergebnisse des letzten durchgeführten Regressionsmodell zum Treibstoff Benzin werden in Tabelle 11 dargestellt. Hier wurde die Preisvariable um 3 Jahre bzw. 36 Monate verzögert. Die Preiskoeffizienten sind allesamt signifikant und negativ, mit Werten zwischen -0,1555 und -0,3356. Der aktuelle Benzinpreis **lngasprice** weist einen Koeffizienten von -0,20438 auf. Die Arbeitslosigkeit **unemployment** hat wie bereits bei den anderen beiden unrestringierten Modellen einen positiven Koeffizienten, was überraschend ist, da bei schlechter Konjunktur eher sinkende Nachfrage angenommen wird. Die wie in den vergangenen Modellen signifikante Variable **vehicles** kann hier wie folgt interpretiert werden: Steigt die Anzahl der Fahrzeugneuzulassungen um 1.000 Fahrzeuge, nimmt die Benzinnachfrage um 0,73% zu. Die Werte der Preisdifferenzen zu den beiden Nachbarstaaten verhalten sich ebenfalls ähnlich wie in den vorangegangenen Modellen.

Die Werte der beiden Bestimmtheitsmaße liegen bei den verzögerten Modellen bei mind. 0,87.

Tabelle 11: Ergebnisse des 3-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Benzin, unrestringiert.

abhängige Variable = Ingasdemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	11,336	0,13746	82,4644	< 2,2e-16	***
Ingasprice	-0,20438	0,10409	-1,9635	0,0540064	.
IngaspriceLag1	-0,15551	0,06586	-2,3612	0,0213219	*
IngaspriceLag2	-0,33566	0,073963	-4,5382	2,611e-05	***
IngaspriceLag3	-0,24760	0,073835	-3,3534	0,0013549	**
unemployment	1,3472	1,4463	0,9315	0,3551431	
vehicles	7,2956e-06	1,8751e-06	3,8909	0,0002435	***
trend	0,0020744	7,1529e-04	2,9000	0,0051316	**
month1	-0,046671	0,020380	-2,2900	0,0253804	*
month2	0,018255	0,047684	0,3828	0,7031385	
month3	0,049356	0,051470	0,9589	0,3412596	
month4	0,16072	0,050406	3,1884	0,0022286	**
month5	0,18062	0,052662	3,4298	0,0010706	**
month6	0,32081	0,060280	5,3220	1,452e-06	***
month7	0,40499	0,050830	7,9676	4,066e-11	***
month8	0,28654	0,051310	5,5845	5,328e-07	***
month9	0,16912	0,040923	4,1326	0,0001078	***
month10	0,016789	0,036065	0,4655	0,6431578	
month11	0,093341	0,030497	3,0607	0,0032433	**
Ingasdiffgermany	0,13645	0,043014	3,1722	0,0023384	**
Ingasdiffitaly	-0,07817	0,035744	-2,1870	0,0324666	**
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	* 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,911	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,8828				

Quelle: eigene Darstellung.

## 4.2. Diesel

Die Ergebnisse der die Dieselnachfrage schätzenden Regressionsmodelle weisen einige Unterschiede zu jenen der Benzinnachfrage auf. Der Koeffizient der Preisvariable **Indieselprice** im Basismodell ist leicht positiv (0,0769), wenn auch nicht signifikant. Wiederum deutlichen statistischen Einfluss auf die Dieselnachfrage haben die Jahreszeiten, wie die Werte der einzelnen Monate beweisen. Im Vergleich zum Januar ist die Nachfrage im Juli knapp 25%, im Oktober gar über 32% höher (siehe Tabelle 12).

Tabelle 12: Ergebnisse des 2SLS-Basismodells für Diesel.

abhängige Variable = Indieseldemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	12,733	0,09203	138,3594	< 2,2e-16	***
Indieselprice	0,076903	0,073581	1,0451	0,2983782	
unemployment	2,0569	0,90739	2,2668	0,0254709	*
vehicles	3,2699e-06	1,3778e-06	2,3733	0,0194676	*
trend	-2,3984e-04	1,9194e-04	-1,2496	0,2142542	
month1	0,038678	0,022848	1,6928	0,0934848	.
month2	0,14950	0,035979	4,1552	6,685e-05	***
month3	0,14588	0,040689	3,5852	0,0005147	***
month4	0,18874	0,037475	5,0366	2,002e-06	***
month5	0,19161	0,043154	4,4401	2,247e-05	***
month6	0,24891	0,042300	5,8844	4,919e-08	***
month7	0,22304	0,037538	5,9418	3,790e-08	***
month8	0,24259	0,036907	6,5729	2,010e-09	***
month9	0,32122	0,036849	8,7173	4,861e-14	***
month10	0,20197	0,030400	6,6438	1,435e-09	***
month11	0,08534	0,039530	2,1587	0,0331697	*
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	* 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,7484	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,7121				

Quelle: eigene Darstellung.

Wie schon bei Benzin ergibt der durchgeführte Wald-Test, dass eine gemeinsame Signifikanz der Preisdifferenzen zu Deutschland **Indieseldiffgermany** und Italien **Indieseldiffitaly** vorliegt: Der Wald-Test ergibt eine  $F_{2;104}$ -Statistik von 9,12 (p-Wert: 0,0002), womit diese in das Modell aufgenommen werden. Die Ergebnisse dieses unrestringierten Modells, werden in Tabelle 13 gezeigt. Zwar weisen sowohl die Preisvariable als auch die Arbeitslosigkeit negative Koeffizienten (steigen Preis oder Arbeitslosigkeit, sinkt die Nachfrage) auf, beide allerdings nicht signifikant. Die Koeffizienten der beiden Preisdifferenzen sind positiv (5% bzw. 10%iges Signifikanzniveau).

Tabelle 13: Ergebnisse des unrestringierten 2SLS-Modells für Diesel.

abhängige Variable = Indieseldemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	13,153	0,16672	78,8912	< 2,2e-16	***
Indieselprice	-0,03649	0,079775	-0,4574	0,6483517	
unemployment	-0,8298	1,4084	-0,5892	0,5570279	
vehicles	4,658e-06	1,3857e-06	3,3616	0,0010919	**
trend	1,478e-04	1,9910e-04	0,7421	0,4597302	
month1	0,03160e	0,021233	1,4885	0,1397153	
month2	0,08718	0,033569	2,5969	0,0107968	*
month3	0,06997	0,040508	1,7273	0,0871360	.
month4	0,1027	0,040206	2,5532	0,0121550	*
month5	0,09480	0,041151	2,3037	0,0232706	*
month6	0,1734	0,044465	3,9005	0,0001722	***
month7	0,1571	0,039713	3,9562	0,0001409	***
month8	0,1731	0,038524	4,4922	1,863e-05	***
month9	0,2531	0,037786	6,6977	1,180e-09	***
month10	0,1620	0,027818	5,8253	6,684e-08	***
month11	0,09413	0,032627	2,8851	0,0047746	**
Indieseldiffgermany	0,06865	0,033009	2,0798	0,0400501	*
Indieseldiffitaly	0,03455	0,019597	1,7628	0,0809283	.

Signifikanzniveau: \*\*\*\* 0,001 \*\*\* 0,01 \*\* 0,05 . 0,1  
R<sup>2</sup>: 0,79 Adjusted R<sup>2</sup>: 0,755

Quelle: eigene Darstellung.

Fügt man dem Modell die um ein Jahr verzögerte Preisvariable **IndieselpriLag1** hinzu, liegt der Koeffizient bei -0,13689, während **Indieselpri** bei -0,17708 liegt (siehe Tabelle 14). Die Arbeitslosigkeit **unemployment** weist auf 10%igem Signifikanzniveau einen Koeffizienten von -2,8964 auf, was bedeuten würde, dass bei einem Anstieg der Arbeitslosenquote um 1% die Dieselnachfrage um rund 2,9% sinken würde. Die beiden positiven Koeffizienten der beiden Preisdifferenzvariablen lassen auf eine steigende Nachfrage bei zunehmenden Preisunterschied schließen.

Tabelle 14: Ergebnisse des 1-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Diesel, unrestringiert.

abhängige Variable = Indieseldemand				
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
(Intercept)	13,313	0,16762	79,4237	< 2,2e-16 ***
Indieselpri	-0,17708	0,10060	-1,7602	0,0818059 .
IndieselpriLag1	-0,13689	0,059648	-2,2949	0,0240898 *
unemployment	-2,8964	1,6078	-1,8015	0,0750160 .
vehicles	4,9463e-06	1,5477e-06	3,1959	0,0019297 **
trend	7,8496e-04	3,2813e-04	2,3922	0,0188493 *
month1	0,017468	0,022469e-02	0,7774	0,4389783
month2	0,051434	0,043439	1,1840	0,2395488
month3	0,028133	0,047992	0,5862	0,5592292
month4	0,048160	0,048759	0,9877	0,3259744
month5	0,036337	0,049808	0,7295	0,4675873
month6	0,11952	0,058860	2,0306	0,0452759 *
month7	0,10119	0,046942	2,1556	0,0338116 *
month8	0,1.1571	0,047090	2,4572	0,0159398 *
month9	0,21143	0,045824	4,6139	1,32e-05 ***
month10	0,12571	0,033541	3,7481	0,0003162 ***
month11	0,080944	0,041882	1,9327	0,0564568 .

Indieseldiffgermany	0,054243	0,036986	1,4666	0,1460220	
Indieseldiffitaly	0,059216	0,021983	2,6937	0,0084449	**
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	· 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,7983	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,7575				

Quelle: eigene Darstellung.

Bei dem um 3 Jahre bzw. 36 Monate verzögerten Modell weisen keine der Variablen, außer **vehicles** und einigen **monthj**-Dummys, deutliche Signifikanzen auf. Die Variable **IndieselpriceLag2** ist gar positiv (0,07), **unemployment** vergleichsweise stark negativ (-3,23), die Preisdifferenzen ähnlich wie in den vorangegangenen Dieselmodellen (0,058 und 0,065) (siehe Tabelle 15).

Die Bestimmtheitsmaße **R<sup>2</sup>** und **Adjusted R<sup>2</sup>** sind bei den Dieselnachfragemodellen etwas geringer als bei jenen von Benzin, liegen aber dennoch jeweils bei mind. 0,71.

Tabelle 15: Ergebnisse des 3-Jahr-verzögerten 2SLS-Modells für Diesel, unrestringiert.

abhängige Variable = Indieseldemand					
Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	13,399	0,22273	60,1580	< 2,2e-16	***
Indieselprice	-0,10911	0,12021	-0,9076	0,367527	
IndieselpriceLag1	-0,10324	0,080141	-1,2882	0,202380	
IndieselpriceLag2	0,073197	0,090691	0,8071	0,422640	
IndieselpriceLag3	0,16550	0,092633	1,7866	0,078812	
unemployment	-3,2293	2,4132	-1,3382	0,185652	
vehicles	5,0096e-06	1,7287e-06	2,8978	0,005163	**
trend	1,5192e-04	8,2451e-04	0,1843	0,854403	
month1	0,026549	0,027322	0,9717	0,334925	
month2	0,047315	0,052974	0,8932	0,375167	*
month3	0,027958	0,061271	0,4563	0,649749	
month4	0,027679	0,065916	0,4199	0,675976	
month5	-0,001738	0,076698	-0,0227	0,981989	
month6	0,11705	0,080296	1,4577	0,149892	

month7	0,081778	0,069551	1,1758	0,244099	
month8	0,10512	0,069846	1,5050	0,137311	
month9	0,19608	0,061117	3,2082	0,002101	**
month10	0,11096	0,047168	2,3525	0,021786	*
month11	0,095537	0,052390	1,8236	0,072961	.
Indieseldiffgermany	0,058292	0,048177	1,2100	0,230815	
Indieseldiffitaly	0,065353	0,032949	1,9835	0,051677	.
Signifikanzniveau:	**** 0,001	*** 0,01	** 0,05	· 0,1	
R <sup>2</sup> : 0,8323	Adjusted R <sup>2</sup> : 0,7791				

Quelle: eigene Darstellung.

## 5. DISKUSSION

In diesem Kapitel sollen die Ergebnisse diskutiert, und mit den Zielen dieser Arbeit zusammengeführt werden. Die Forschungsfragen werden explizit beantwortet, und Limitationen der verwendeten Daten und Methoden erörtert. Im folgenden Unterkapitel 5.1. werden speziell die Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage der einzelnen Modelle, denen das Hauptinteresse dieser Arbeit gilt, diskutiert.

### 5.1. Preiselastizitäten

Tabelle 16 gibt einen Überblick über alle berechneten 2SLS-Ergebnisse. Die Elastizitäten der restringierten Basismodelle entsprechen den Werten der Koeffizienten **lngasprice** bzw. **indieselprice**. Die Elastizitäten der unrestringierten Modelle sind aufgrund der in Kapitel 3.2.3. vorgestellten Überlegungen berechnet worden.

Tabelle 16: Preiselastizitäten der Benzin- und Dieselnachfrage nach 2SLS- Modell.

abhängige Variable	Spezifikation	Preiselastizität	Signifikanz
Benzinnachfrage	Basis	-0,29	***
Benzinnachfrage	unrestringiert	-0,18	***
Benzinnachfrage	unrestringiert, 1Jahr verzögert	-0,43	***
Benzinnachfrage	unrestringiert, 3Jahr verzögert	-0,53	*
Dieselnachfrage	Basis	0,08	
Dieselnachfrage	unrestringiert	-1,11	***
Dieselnachfrage	unrestringiert, 1Jahr verzögert	-1,29	***
Dieselnachfrage	unrestringiert, 3Jahr verzögert	-1,32	

Quelle: eigene Darstellung. Werte gerundet. Signifikanzen der unrestringierten Modelle sind jene der F-Statistiken von Preis gemeinsam mit Preisdifferenzen.

Es ist zu sehen, dass außer bei dem Basismodell und dem 3-Jahr verzögerten Modell für Diesel durchgängig signifikante Elastizitäten berechnet werden können. Die

Preiselastizitäten der Benzinnachfrage zeigen auch allesamt negative Werte, während jene des Basismodells bei Diesel leicht positiv ist.

Innerhalb der Benzinmodellierungen schätzen die zeitverzögerten Modelle höhere Elastizitäten als die nicht verzögerten. Das 3-Jahr zeitverzögerte Modell weist eine etwas größere Elastizität auf, als das 1-Jahr verzögerte (-0,43 bzw. -0,53). Bezieht man also auch Preisdaten mehrerer vergangener Jahre in das Modell mit ein, erhöht sich die Preissensitivität des aktuellen Jahres. Alle geschätzten Koeffizienten der Benzinnachfragemodelle gelten mit max. -0,53 als unelastisch. Die Ergebnisse der Benzinmodellierungen sind jeweils auf mind. 5%igem Niveau signifikant. Das nicht zeitverzögerte Basismodell weist eine höhere Elastizität auf als das unrestringierte (-0,29 bzw. -0,18). Anzumerken ist hier allerdings auch, dass durch die negativen Koeffizienten der Variable **Ingasdiffitaly**, für die keine ökonomische Erklärung gefunden werden kann, die Preiselastizitäten gering gehalten werden. Wenn die angesprochenen Koeffizienten, wie etwa bei **Ingasdiffgermany**, positive Vorzeichen gehabt hätten, wären auch die berechneten Preiselastizitäten größer (siehe Kapitel 3.2.3. und 5.2.)

Bei Diesel ist die Elastizität des Basismodells mit 0,08 leicht positiv und nicht signifikant. Die unrestringierten Modelle weisen mit Elastizitäten von mind. -1,11 sehr hohe Werte auf, die mit zunehmender Verzögerung größer werden (-1,29 beim 1-Jahr bzw. -1,32 beim 3-Jahr verzögerten Modell). Diesen Ergebnissen zufolge bewirkt eine 1%ige Preissteigerung einen überproportionalen Rückgang der Dieselnachfrage um über 1 % (wobei der Preis gemeinsam mit den Preisdifferenzen im 3-Jahr verzögerten Modell nicht signifikant ist).

Ein Vergleich mit den Ergebnissen anderer Arbeiten fällt hier aufgrund der unterschiedlichen Modellspezifikationen schwer. Die Ergebnisse der nicht zeitverzögerten Benzinmodelle ähneln jenen der Metastudie von Goodwin et al. (2004) mit einer mittleren Elastizität von -0,25 (Spannweite: -0,01; -0,57), aber auch die etwas größeren Elastizitäten der verzögerten Modelle passen dazu. Die geschätzten Elastizitäten der (unrestringierten) Dieselmmodelle scheinen hingegen verhältnismäßig groß (-1,11; -1,29; -1,32). Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass viele dieselmtriebene Transit-Lkw relativ einfach auf eine Preiserhöhung reagieren können, indem sie im benachbarten Ausland kurz vor oder nach der österreichischen Grenze tanken.

## 5.2. Ergebnisse weiterer Variablen

Die beiden, bereits erwähnten Variablen der Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien zeigen den Einfluss des Tanktourismus auf die österreichische Treibstoffnachfrage. Bei Benzin nehmen die Koeffizienten **Ingasdiffgermany**, die den Preisunterschied zu Deutschland messen, Werte bis zu 0,14 an. So gesehen bewirkt ein Anstieg der Preisdifferenz von 10 Cent auf 11 Cent eine Erhöhung der österreichischen Nachfrage um bis zu 1,4% (ceteris paribus). Keine ökonomisch sinnvolle Erklärung kann dafür gefunden werden, dass die Koeffizienten **Ingasdiffitaly**, die den Preisunterschied zwischen Österreich und Italien angeben, in den Benzinmodellen negativ sind. Bei Diesel nehmen die Koeffizienten **Indieseldiffgermany** und **Indieseldiffitaly** Werte zwischen 0,03 und 0,07 an, d.h. eine wie oben beschriebene Erhöhung des Preisunterschiedes würde eine Erhöhung der Nachfrage zwischen 0,3% und 0,7% bedingen (ceteris paribus).

Die Variable **unemployment**, die den Einfluss der Konjunktur abbilden soll, weist nur in zwei Modellen Signifikanz auf. Die Erwartung, dass ein Anstieg der Arbeitslosigkeit einen Rückgang der Treibstoffnachfrage bewirkt, wird (durch einen negativen Koeffizienten) zweimal in den Benzin-, und dreimal in den Dieselnachfragemodellen bestätigt. Dass sich die Konjunktur besonders stark auf die Dieselnachfrage auswirkt, kann aufgrund der hauptsächlich dieselbetriebenen Lkw geschlossen werden (Umweltbundesamt, 2015a).

Die Variable **vehicles** zeigt in allen Modellen signifikanten Einfluss auf mind. 5%igem Niveau. Steigt die Zahl der monatlichen Fahrzeugneuzulassungen um 1.000 Kfz, so nimmt die Nachfrage zwischen 0,3% (Basismodell für Diesel) und 1,1% (Basismodell für Benzin) zu.

Der Einfluss der unterschiedlichen Monate **monthj** ist ebenfalls durchgehend signifikant. So wird die Benzinnachfrage im August (je nach Modell) um bis zu 40%, jene von Diesel im Oktober um bis zu 32% über jener im Januar geschätzt. Ursachen für diese saisonale Schwankungen können beispielsweise die vielen Urlaubsreisenden, aber auch die allgemein vermehrte wirtschaftliche Aktivität während der Sommermonate sein. Die starke Ausprägung der Dieselnachfrage im Oktober lässt sich durch die Liefertätigkeiten des Handels aufgrund des bald danach stattfindenden Weihnachtsgeschäftes erklären.

### 5.3. Schätzung der Effekte einer MÖSt.-Erhöhung

Es ist schwierig, mit den vorliegenden Ergebnissen ökologische Effekte verschiedener MÖSt.-Erhöhungen genau zu prognostizieren. Eine MÖSt.-Erhöhung, die den Brutto-Benzinpreis von 1,11 €<sup>37</sup> um 10 Cent auf 1,21 € erhöht, würde bei einer Elastizität von -0,18<sup>38</sup>, eine Senkung der Nachfrage um ca. 1,6% bedingen. Bei einer jährlichen Nachfrage von 1,55 Mio. t<sup>39</sup> wäre das ein kurzfristiger Rückgang von rund 25.000 t Benzin, was umgerechnet in etwa 95.000 t weniger CO<sub>2</sub>-Emissionen bedeuten würde<sup>40</sup>.

Hingegen würde eine 10 Cent Preiserhöhung nach der geschätzten Elastizität für den Treibstoff Diesel<sup>41</sup>, einen Nachfragerückgang um ca. 170.000 t bedingen. Dies entspräche einer CO<sub>2</sub>-Einsparung von etwa 590.000 t (Grund für den deutlich größeren Effekt bei Diesel ist hier sowohl die höhere geschätzte Preiselastizität, als auch die insgesamt deutlich höhere Nachfragemenge).

Erhöht man also über eine Anpassung der MÖSt. die Preise beider Treibstoffe um jeweils 10 Cent, führt dies zu einer gemeinsamen CO<sub>2</sub>-Reduktion von ca. 690.000 t.<sup>42</sup> Verglichen mit der Nicht-Einhaltung des sektoralen Emissionsziels um 2,8 Mio. t (siehe Einleitung) scheint dies ein geringer ökologischer Effekt zu sein. Allerdings handelt es sich hierbei um den kurzfristigen Effekt innerhalb eines Jahres. Langfristige Effekte, bei denen mehr Zeit für Substitution und Verhaltensänderung angenommen werden, sind hier nicht berücksichtigt.

### 5.4. Beantwortung der Forschungsfragen

Die eingangs in Kapitel 1.2. gestellten Forschungsfragen sollen hier nun explizit beantwortet werden:

*„Was sind die entscheidenden Einflussgrößen auf die österreichische Treibstoffnachfrage?“*

---

<sup>37</sup> Mittlere reale Preis der Zeitreihe

<sup>38</sup> Unrestringiertes 2SLS-Modell

<sup>39</sup> 2014

<sup>40</sup> eigene Berechnungen, Umweltbundesamt (2015b)

<sup>41</sup> -1,11, unrestringiertes 2SLS-Modell

<sup>42</sup> Alle Berechnungen unter ceteris-paribus-Annahme, d.h. alle anderen unabhängigen Variablen bleiben gleich.

Die entscheidenden Variablen der Benzinnachfrage sind neben dem Preis die Anzahl der Fahrzeugneuzulassungen und die Jahreszeit. Auch die Preisdifferenzen zu den beiden Nachbarstaaten Deutschland und Italien weisen durchgängig signifikante Ergebnisse auf, was auf einen Einfluss des sogenannten Tanktourismus hinweist.

Bezüglich der Dieselnachfrage kann gesagt werden, dass der Einfluss des Preises überproportional elastisch zu sein scheint. Daneben hängt die Nachfrage wie bei Benzin deutlich von der Jahreszeit, den Fahrzeugneuzulassungen und der Jahreszeit ab.

*„Wie würde sich eine Erhöhung der Mineralölbesteuerung auf die Nachfrage, und somit auf die sektoralen Treibhausgasemissionen auswirken?“*

Anhand der Ergebnisse der unrestringierten 2SLS-Regressionsmodelle wurde in dieser Arbeit der ökologische Effekt einer Bruttopreiserhöhung<sup>43</sup> von 10 Cent auf Benzin und Diesel prognostiziert. Nach dieser Prognose würde es zu einer geschätzten jährlichen Verringerung der verkehrsbedingten CO<sub>2</sub>-Emissionen um knapp 700.000 t kommen.

#### 5.5. Limitationen der Methode

Da die in dieser Arbeit verwendeten Daten größtenteils nationale Durchschnittsdaten sind, werden regionale Unterschiede der Nachfrage, des Preises und anderer Variablen innerhalb Österreichs vernachlässigt. Ebenso können durch die verwendeten Zeitreihendaten keine Schlüsse auf Ergebnisunterschiede zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen gezogen werden, und keine Aussagen bezüglich sozialer Effekte getroffen werden.

Die Methode vernachlässigt bei ihrer Berücksichtigung des Tanktourismus Preisdifferenzen anderer, vor allem östlicher Nachbarstaaten. Aufgrund der - verglichen mit Deutschland und Italien - geringeren Preisdifferenzen, und des Problems des „overfitting“ bei zu vielen Variablen, beschränken sich die unrestringierten Modelle auf eben diese 2 Staaten. Ebenfalls vernachlässigt wird hierbei eine mögliche Endogenität dieser beiden Variablen.

Die geschätzten Preiselastizitäten zeigen die kurzfristigen Reaktionen der Nachfrageseite. Um längerfristige Preiseffekte berechnen zu können, wäre eine

---

<sup>43</sup> MÖSt. + Umsatzsteuer

explizite Modellierung der Anpassungsgeschwindigkeit auf Preisveränderungen notwendig. Dies verlangt jedoch, eine zeitverzögerte abhängige (und daher endogene) Variablen in das Modell aufzunehmen. Dies kann mit Modellen für dynamische Paneldaten gemacht werden.

Aufgrund der fehlenden Datenlage, inwieweit sich die staatlichen MÖSt.-Einnahmen auf Benzin, Diesel und andere aufteilen, ist es nicht möglich, ökonomische bzw. fiskale Effekte einer möglichen Preiserhöhung zu prognostizieren, weshalb sich das in Kapitel 5.3. erstellte Szenario auf ökologische Effekte beschränkt. Die berechnete CO<sub>2</sub>-Reduktion von 660.000 t ist hier selbstverständlich weniger als exakte Prognose anzusehen, als vielmehr ein geschätzter Richtwert des zu erwartenden ökologischen Effekts.

## 6. ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNG

Um Aussagen über die Wirkung von Mineralölsteuern als klimapolitisches Instrument tätigen zu können, sind möglichst genaue Kenntnisse über Preiselastizitäten der Treibstoffnachfrage nötig. Zwar gibt es in der wissenschaftlichen Literatur eine Fülle von Untersuchungen zu diesem Thema, die im Mittel eine unelastischen Beziehung von -0,25 (kurzfristig) aufweisen (Goodwin et al., 2004). Sucht man allerdings Arbeiten speziell zu Österreich, stößt man auf teils sehr unterschiedliche Ergebnisse.

Die in dieser Arbeit durchgeführte Regressionsanalyse mit Zeitreihendaten des österreichischen Treibstoffmarktes, soll einen wissenschaftlichen Beitrag zur Debatte um ökologische Effekte einer MÖSt.-Erhöhung leisten. Die Modellierung der Benzin- und Dieselnachfrage basiert vorwiegend auf bisherigen Arbeiten in wissenschaftlichen Zeitschriften, und beinhaltet neben der Nachfrage und dem Preis die Variablen Arbeitslosigkeit, Kfz-Neuzulassungen und saisonale Effekte. Mit den Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien sind auch zusätzliche unabhängige Variablen eingefügt worden, um den für Österreich speziellen Effekt des Tanktourismus kontrollieren zu können.

Die Ergebnisse der Regressionsanalysen unterscheiden sich je nach Treibstoff und Modellspezifikation. Mit Werten von - je nach Modell - -0,18 bis -0,53 ähneln die signifikanten Benzinpreiselastizitäten den in der Literatur gefundenen Ergebnissen. Die vergleichbare geschätzte Elastizität bei Diesel ist mit -1,11 deutlich größer. Davon ausgehend, würde eine Bruttopreiserhöhung jeweils beider Treibstoffe um 10 Cent eine jährliche CO<sub>2</sub>-Einsparung von knapp 700.000 t bedingen (im Vergleich zu 2014). Verzögert man in den Modellen die Preisvariable zusätzlich um 1 oder 3 Jahre, vergrößert sich dieser Effekt. Neben dem Preis wurden auch für die Preisdifferenzen zu Deutschland und Italien, für die Anzahl der Fahrzeugneuzulassungen und für die Jahreszeit signifikante Einflüsse gemessen. Die Abhängigkeit der Nachfrage von Preisen der Nachbarstaaten sollte genauer untersucht werden, da diese den Tanktourismus beeinflussen.

Neben den ökologischen Auswirkungen sind auch ökonomische und soziale Auswirkungen zu beachten. Besteuerungsänderungen haben Auswirkungen sowohl auf die Staatseinnahmen und Konjunktur als auch auf unterschiedliche Bevölkerungsschichten und Einkommensgruppen. Bezüglich letzterem, würde sich als weiterer Forschungsansatz eine Analyse von Treibstoffpreiselastizitäten mit

Paneldaten österreichischer Haushalte empfehlen, um genauere Informationen über soziale und regionale Verteilungswirkungen untersuchen zu können.

Die Ergebnisse dieser Arbeit bestätigen den Einfluss von (in- und ausländischen) Preisen auf die österreichische Inlandsnachfrage nach Benzin und Diesel, und können für politische EntscheidungsträgerInnen als Diskussionsgrundlage einer Ökologisierung des Steuersystems im Verkehrsbereich dienen.

## Quellenverzeichnis

Ajanovic, A., Dahl, C., Schipper, L., 2012. Modelling Transport (Energy) Demand and Policies – an introduction. *Energy Policy, Modeling Transport (Energy) Demand and Policies* 41, iii–xiv. doi:10.1016/j.enpol.2011.12.033

Al-Dossary, N., 2008. Global demand for road transport fuels. Thesis PhD--Colorado School of Mines, Golden, CA.

APCC, 2014. Österreichischer Sachstandsbericht Klimawandel 2014 (No. 1). Austrian Panel on Climate Change, Wien.

Auer, L. von, 2007. *Ökonometrie: eine Einführung*, 4., verb. Aufl. ed, Springer-Lehrbuch. Springer, Berlin.

Bach, S., 2009. Zehn Jahre ökologische Steuerreform: Finanzpolitisch erfolgreich, klimapolitisch halbherzig. *Wochenberichte des DIW Berlin* 218–227.

Backhaus, K., Erichson, B., Wulff, P., Weiber, R., 2006. *Multivariate Analysemethoden: eine anwendungsorientierte Einführung*, 11., überarbeitete Auflage. ed, Springer-Lehrbuch. Springer, Berlin.

Baranzini, A., Weber, S., 2013. Elasticities of gasoline demand in Switzerland. *Energy Policy* 63, 674–680. doi:10.1016/j.enpol.2013.08.084

Berkhout, P.H.G., Muskens, J.C., W. Velthuisen, J., 2000. Defining the rebound effect. *Energy Policy* 28, 425–432. doi:10.1016/S0301-4215(00)00022-7

BMLFUW, 2007. Anpassung der Klimastrategie Österreichs zur Erreichung des Kyoto-Ziels 2008-2012. Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt und Wasserwirtschaft, Wien.

BMWFw, 2015a. Treibstoffpreise: Eurosuper ist um 20,7 Cent pro Liter und Diesel um 13,4 Cent pro Liter billiger als im EU-Schnitt [WWW Document]. Aktuelle Pressemeldungen des Bundesministeriums für Wissenschaft, Forschung und Wirtschaft. URL

<http://www.bmwfw.gv.at/Presse/AktuellePresseMeldungen/Seiten/Treibstoffpreise-Eurosuper-ist-um-21-Cent-pro-Liter-und-Diesel-um-12,8-Cent-pro-Liter-billiger-als-im-EU-Schnitt.aspx> (accessed 8.24.15).

BMWFw, 2015b. Treibstoffpreise und Steuern in Österreich und EU-Nachbarländern [WWW Document]. Preisübersicht des Bundesministeriums für Wissenschaft, Forschung und Wirtschaft. URL

<http://www.bmwfw.gv.at/EnergieUndBergbau/Energiepreise/Treibstoffpreise/Seiten/TreibstoffpreiseundSteuerninOesterreichundEUNachbarlaendern.aspx> (accessed 8.25.15).

Bundeskanzleramt, 1995. Mineralölsteuergesetz 1995 [WWW Document]. URL <https://www.ris.bka.gv.at/GeltendeFassung.wxe?Abfrage=Bundesnormen&Gesetzesnummer=10004908> (accessed 12.8.14).

Bundeskanzleramt, 1991. Normverbrauchsabgabegesetz 1991 [WWW Document]. URL <https://www.ris.bka.gv.at/GeltendeFassung.wxe?Abfrage=Bundesnormen&Gesetzesnummer=10004698> (accessed 12.8.14).

Bundeskanzleramt, 1953. Versicherungssteuergesetz 1953 [WWW Document]. URL <https://www.ris.bka.gv.at/GeltendeFassung.wxe?Abfrage=Bundesnormen&Gesetzesnummer=10003834> (accessed 12.8.14).

Coyle, D., DeBacker, J., Prisinzano, R., 2012. Estimating the supply and demand of gasoline using tax data. *Energy Economics* 34, 195–200. doi:10.1016/j.eneco.2011.07.011

Dahl, C., 1979. Consumer Adjustment to a Gasoline Tax. *The Review of Economics and Statistics* 61, 427–432.

Dahl, C.A., 2012. Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. *Energy Policy, Modeling Transport (Energy) Demand and Policies* 41, 2–13. doi:10.1016/j.enpol.2010.11.055

Davis, L.W., Kilian, L., 2011. Estimating the effect of a gasoline tax on carbon emissions. *J. Appl. Econ.* 26, 1187–1214. doi:10.1002/jae.1156

Delsaut, M., 2014. The Effect of Fuel Price on Demands for Road and Rail Travel: An Application to the French Case. *Transportation Research Procedia, Planning for the future of transport: challenges, methods, analysis and impacts - 41st European Transport Conference Selected Proceedings* 1, 177–187. doi:10.1016/j.trpro.2014.07.018

Der Standard, 2015. Billiger Sprit befeuert Fantasie für neue Steuern [WWW Document]. [derStandard.at](http://derstandard.at/2000010150195/Billiger-Sprit-befeuert-Fantasie-fuer-neue-Steuern). URL <http://derstandard.at/2000010150195/Billiger-Sprit-befeuert-Fantasie-fuer-neue-Steuern> (accessed 7.1.15).

Dresner, S., Dunne, L., Clinch, P., Beuermann, C., 2006. Social and political responses

to ecological tax reform in Europe: an introduction to the special issue. *Energy Policy, Social and political responses to ecological tax reform in Europe* 34, 895–904. doi:10.1016/j.enpol.2004.08.043

Ekins, P., Pollitt, H., Barton, J., Blobel, D., 2011. The implications for households of environmental tax reform (ETR) in Europe. *Ecological Economics* 70, 2472–2485. doi:10.1016/j.ecolecon.2011.08.004

Endres, A., 2013. *Umweltökonomie*, 4., aktualisierte und erw. Aufl. ed. Kohlhammer, Stuttgart.

Endres, A., 2011. *Environmental economics: theory and policy*, Rev. & extended English ed. ed. Cambridge University Press, New York.

Espey, M., 1998. Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. *Energy Economics* 20, 273–295. doi:10.1016/S0140-9883(97)00013-3

Europäische Kommission, 2015a. EXCISE DUTY TABLES: Part II – Energy products and Electricity [WWW Document]. URL [http://ec.europa.eu/taxation\\_customs/resources/documents/taxation/excise\\_duties/energy\\_products/rates/excise\\_duties-part\\_ii\\_energy\\_products\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/excise_duties/energy_products/rates/excise_duties-part_ii_energy_products_en.pdf) (accessed 6.30.15).

Europäische Kommission, 2015b. Droits et taxes / Duties and Taxes / Zoll und Steuer [WWW Document]. URL [http://ec.europa.eu/energy/observatory/reports/Oil\\_Bulletin\\_Duties\\_and\\_taxes.pdf](http://ec.europa.eu/energy/observatory/reports/Oil_Bulletin_Duties_and_taxes.pdf) (accessed 8.24.15).

Eurostat, 2001. *Environmental taxes - A statistical guide*. Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.

Format, 2015. Das bringt die Steuerreform 2015: Die Details [WWW Document]. format.at. URL <http://www.format.at/politik/oesterreich/steuerreform-details-5553542> (accessed 6.30.15).

Frondel, M., Ritter, N., Vance, C., 2012. Heterogeneity in the rebound effect: Further evidence for Germany. *Energy Economics* 34, 461–467. doi:10.1016/j.eneco.2011.10.016

Frondel, M., Vance, C., 2013. Energy efficiency: Don't belittle the rebound effect. *Nature* 494, 430–430. doi:10.1038/494430c

Getzner, M., 2003. Umweltsteuern - Die Geschichte einer Idee, in: *Zuckerbrot Und*

Peitsche: Umweltpolitische Steuerungsinstrumente von Öko-Audit Bis Öko-Steuern ; [Überblick, Tatbestände, Kritische Reflexion, Politische Umsetzung], Wissenschaft & Umwelt : Interdisziplinär. Forum Österr. Wissenschaftler für Umweltschutz, Wien, pp. 13–24.

Gillingham, K., Kotchen, M.J., Rapson, D.S., Wagner, G., 2013. Energy policy: The rebound effect is overplayed. *Nature* 493, 475–476. doi:10.1038/493475a

Global 2000, 2015. Eine ökologische und soziale Steuerreform für Österreich. Ergebnisse einer Modellierung der Gesellschaft für wirtschaftliche Strukturforschung.

Glomm, G., Kawaguchi, D., Sepulveda, F., 2008. Green taxes and double dividends in a dynamic economy. *Journal of Policy Modeling* 30, 19–32. doi:10.1016/j.jpolmod.2007.09.001

Goodwin, P., 1992. A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)* 26, 155.

Goodwin, P., Dargy, J., Hanly, M., 2004. Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review. *Transport Reviews* 24, 275–292. doi:10.1080/0144164042000181725

Goulder, L.H., 2013. Climate change policy's interactions with the tax system. *Energy Economics* 40, S3–S11. doi:10.1016/j.eneco.2013.09.017

Graham, D.J., Glaister, S., 2002. The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)* 36, 1–25.

GWS, 2015. Gesellschaft für Wirtschaftliche Strukturforschung mbH [WWW Document]. Kontakt. URL [http://a.tiles.mapbox.com/v4/wueins.kehjka7m/page.html?access\\_token=pk.eyJ1IjoiaWVlaW5zliwiYSI6IkszcVVC1OZVUifQ.UdQoneVFVb2tL1Tfka\\_q9g](http://a.tiles.mapbox.com/v4/wueins.kehjka7m/page.html?access_token=pk.eyJ1IjoiaWVlaW5zliwiYSI6IkszcVVC1OZVUifQ.UdQoneVFVb2tL1Tfka_q9g) (accessed 8.26.15).

Hammar, H., Sjöström, M., 2011. Accounting for behavioral effects of increases in the carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) tax in revenue estimation in Sweden. *Energy Policy, Sustainability of biofuels* 39, 6672–6676. doi:10.1016/j.enpol.2011.06.014

Hlavac, M., 2015. Stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables. R package version 5.2.

Hughes, J., Knittel, C.R., Sperling, D., 2008. Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand. *The Energy Journal* 29. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-

IEA, 2007. Energy Prices and Taxes, Volume 2006 Issue 4 (Energy Prices and Taxes No. 0256-2332). Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

Kallbekken, S., Sælen, H., 2011. Public acceptance for environmental taxes: Self-interest, environmental and distributional concerns. *Energy Policy* 39, 2966–2973. doi:10.1016/j.enpol.2011.03.006

Kayser, H.A., 2000. Gasoline demand and car choice: estimating gasoline demand using household information. *Energy Economics* 22, 331–348. doi:10.1016/S0140-9883(99)00043-2

Kleiber, C., 2009. Lineare Regression in R. Tutorium an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Basel. [WWW Document]. URL <https://wwz.unibas.ch/fileadmin/wwz/redaktion/statistik/downloads/Lehre/Mikro/Tutorien/Rlm.pdf> (accessed 9.8.15).

Kleiber, C., Zeileis, A., 2008. *Applied Econometrics with R*. Springer New York, New York, NY.

Köppl, A., Schratzenstaller, M., 2015. Das österreichische Abgabensystem - Reformperspektiven. *WIFO-Monatsberichte* 88, 127–135.

Kummer, S., Schramm, H.-J., Dieplinger, M., Lenzbauer, S., 2012. Ist eine Mineralölsteuererhöhung zur Budgetsanierung geeignet? - Analyse MÖSt-Erhöhungen im Jahre 2011.

Lin, C.-Y.C., Zeng, J. (Jean), 2013. The elasticity of demand for gasoline in China. *Energy Policy* 59, 189–197. doi:10.1016/j.enpol.2013.03.020

Liu, W., 2015. Gasoline taxes or efficiency standards? A heterogeneous household demand analysis. *Energy Policy* 80, 54–64. doi:10.1016/j.enpol.2015.01.029

Muller, A., Sterner, T., 2006. *Environmental Taxation in Practice*, The international library of environmental economics and policy. Ashgate, Aldershot.

Oueslati, W., 2014. Environmental tax reform: Short-term versus long-term macroeconomic effects. *Journal of Macroeconomics* 40, 190–201. doi:10.1016/j.jmacro.2014.02.004

Patuelli, R., Nijkamp, P., Pels, E., 2005. Environmental tax reform and the double dividend: A meta-analytical performance assessment. *Ecological Economics* 55, 564–583. doi:10.1016/j.ecolecon.2004.12.021

Ramsey, J., Rasche, R., Allen, B., 1975. An Analysis of the Private and Commercial Demand for Gasoline. *The Review of Economics and Statistics* 57, 502–507. doi:10.2307/1935911

Revelle, W., 2015. *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois, USA.

Statistik Austria, 2015. Steuern und Sozialbeiträge in Österreich, Einnahmen des Staates und der EU (S.13+S.212) [WWW Document]. URL [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/wirtschaft/oeffentliche\\_finanzen\\_und\\_steuern/oeffentliche\\_finanzen/steuereinnahmen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/wirtschaft/oeffentliche_finanzen_und_steuern/oeffentliche_finanzen/steuereinnahmen/index.html) (accessed 6.30.15).

Statistik Austria, 2014. Öko-Steuern 1995 bis 2012 [WWW Document]. URL [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/energie\\_und\\_umwelt/umwelt/oeko-steuern/](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/energie_und_umwelt/umwelt/oeko-steuern/) (accessed 11.25.14).

Sterner, T., 2012. Distributional effects of taxing transport fuel. *Energy Policy, Modeling Transport (Energy) Demand and Policies* 41, 75–83. doi:10.1016/j.enpol.2010.03.012

Sterner, T., 2007. Fuel taxes: An important instrument for climate policy. *Energy Policy* 35, 3194–3202. doi:10.1016/j.enpol.2006.10.025

Suits, D.B., 1977. Measurement of Tax Progressivity. *The American Economic Review* 67, 747–752.

Umweltbundesamt, 2015a. Transport von Gütern auf der Straße [WWW Document]. [www.umweltbundesamt.at](http://www.umweltbundesamt.at). URL <http://www.umweltbundesamt.at/umweltsituation/verkehr/fahrzeugtechnik/lkw/> (accessed 9.17.15).

Umweltbundesamt, 2015b. Berechnung von Treibhausgas (THG)-Emissionen verschiedener Energieträger [WWW Document]. [www.umweltbundesamt.at](http://www.umweltbundesamt.at). URL <http://www5.umweltbundesamt.at/emas/co2mon/co2mon.htm> (accessed 9.22.15).

Umweltbundesamt, 2014. Klimaschutzbericht 2014. Umweltbundesamt GmbH, Wien.

West, S.E., 2004. Distributional effects of alternative vehicle pollution control policies. *Journal of Public Economics* 88, 735–757. doi:10.1016/S0047-2727(02)00186-X

WIFO, 2008. Ziele und Optionen der Steuerreform: Optionen für eine Ökologisierung des österreichischen Steuersystems.

Wooldridge, J.M., 2013. *Introductory Econometrics*, 4th ed. South-Western Vengage Learning, Mason, Ohio.

Zeileis, A., Hothorn, T., 2002. Diagnostic Checking in Regression Relationships. R News 2, 7-10.

## Anhang

### Anhang 1: Ergebnisse des OLS-Basismodells für Benzin.

```
> lm(gasdemand.r~lm(lngasdemand~lngasprice+unemployme0,0nt+vehicles+trend+month,
data=MyModel)
```

```
> coeftest(lm.gasdemand.r, vcov=vcovHAC)
```

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
(Intercept)	1,1370e+01	1.2931e-01	87,9284	< 2,2e-16 ***
lngasprice	-2,5341e-01	8,8469e-02	-2,8644	0,0050554 **
unemployment	-1,2766e+00	1,3111	-0,9737	0,3324515
vehicles	1,0721e-05	1,8729e-06	5,7243	1,012e-07 ***
trend	1,5296e-03	2,3810e-04	6,4243	4,058e-09 ***
month1	-4,5709e-02	1,9219e-02	-2,3783	0,0192183 *
month2	-8,0762e-02	3,5443e-02	-2,2786	0,0247321 *
month3	-8,1038e-02	4,3844e-02	-1,8483	0,0673933 .
month4	3,2586e-02	4,4009e-02	0,7404	0,4606975
month5	1,2283e-02	4,4716e-02	0,2747	0,7841000
month6	1,5131e-01	4,7828e-02	3,1637	0,0020427 **
month7	2,8368e-01	4,4715e-02	6,3442	5,907e-09 ***
month8	1,5833e-01	4,7155e-02	3,3576	0,0010994 **
month9	8,0436e-02	3,6360e-02	2,2122	0,0291398 *
month10	-4,3734e-02	3,0536e-02	-1,4322	0,1550806
month11	8,7064e-02	2.5358e-02	3,4335	0,0008568 ***

Signifikanzniveau: \*\*\*\* 0,001 \*\*\* 0,01 \*\* 0,05 \* 0,1

R<sup>2</sup>: 0,8669 Adjusted R<sup>2</sup>: 0,8477

Quelle: eigene Darstellung.

## Anhang 2: Ergebnisse des unrestringierten OLS-Modells für Benzin.

```
> lm.gasdemand.ur < lm(lngasdemand~lngasprice+unemployment+vehicles+trend+month
+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly, data=MyModel)
```

```
> coeftest(lm.gasdemand.ur, vcov=vcovHAC)
```

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
(Intercept)	1,122e+01	1,6379e-01	68,5202	< 2,2e-16 ***
lngasprice	-1,115e-01	8,9519e-02	-1,2460	0,2156220
unemployment	9,242e-01	1,2820e+00	0,7210	0,4725879
vehicles	9,376e-06	2,0092e-06	4,6664	9,343e-06 ***
trend	1,625e-03	2,4861e-04	6,5346	2,551e-09 ***
month1	-3,453e-02	2,0164e-02	-1,7126	0,0898247 .
month2	-3,848e-02	3,9854e-02	-0,9654	0,3366219
month3	-4,409e-02	5,0062e-02	-0,8807	0,3805454
month4	8,037e-02	4,5175e-02	1,7792	0,0781908 .
month5	7,162e-02	4,9055e-02	1,4601	0,1473486
month6	2,203e-01	4,6336e-02	4,7547	6,546e-06 ***
month7	3,343e-01	4,0688e-02	8,2151	6,967e-13 ***
month8	2,010e-01	4,2646e-02	4,7128	7,754e-06 ***
month9	1,197e-01	3,4950e-02	3,4245	0,0008885 ***
month10	-1,936e-02	3,1286e-02	-0,6187	0,5374750
month11	8,895e-02	2,5334e-02	3,5111	0,0006661 ***
lngasdiffgermany	1,220e-01	4,9753e-02	2,4515	0,0159252 *
lngasdiffitaly	-1,129e-01	2,8760e-02	-3,9252	0,0001575 ***

Signifikanzniveau: \*\*\*\* 0,001 \*\*\* 0,01 \*\* 0,05 \* 0,1

R<sup>2</sup>: 0,8898 Adjusted R<sup>2</sup>: 0,8714

Quelle: eigene Darstellung.

### Anhang 3: Ergebnisse des OLS-Basismodells für Diesel.

```
> lm.dieseldemand.r<-lm(Indieseldemand~Indieselpri+unemployment+vehicles+trend+month,
data=MyModel)
```

```
> coefest(lmdieseldemand.r, vcov=vcovHAC)
```

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert
(Intercept)	1,276e+01	9,9569e-02	128,1924	< 2,2e-16 ***
Indieselpri	1,955e-02	8,2608e-02	0,2367	0,8133784
unemployment	1,557e+00	1,0305	1,5113	0,1337379
vehicles	3,493e-06	1,4151e-06	2,4683	0,0152044 *
trend	-9,198e-05	2,1079e-04	-0,4364	0,6634815
month1	3,707e-02	2,2470e-02	1,6499	0,1019902
month2	1,393e-01	3,6224e-02	3,8454	0,0002077 ***
month3	1,336e-01	4,0449e-02	3,3033	0,0013110 **
month4	1,748e-01	3,7579e-02	4,6502	9,782e-06 ***
month5	1,755e-01	4,0285e-02	4,3560	3,115e-05 ***
month6	2,347e-01	4,4003e-02	5,3337	5,646e-07 ***
month7	2,112e-01	3,8610e-02	5,4708	3,109e-07 ***
month8	2,299e-01	3,8131e-02	6,0282	2,554e-08 ***
month9	3,099e-01	3,7151e-02	8,3427	3,265e-13 ***
month10	1,941e-01	3,0575e-02	6,3471	5,829e-09 ***
month11	8,454e-02	3,9234e-02	2,1547	0,0334901 *

Signifikanzniveau: \*\*\*\* 0,001 \*\*\* 0,01 \*\* 0,05 \* 0,1

R<sup>2</sup>: 0,7501 Adjusted R<sup>2</sup>: 0,7141

Quelle: eigene Darstellung.

#### Anhang 4: Ergebnisse des unrestringierten OLS-Modells für Diesel.

```
> lm.dieseldemand.ur<-lm(Indieseldemand-Indieselpri+unemployment+vehicles+trend+month
+Indieseldiffgermany+Indieseldiffitaly, data=MyModel)
```

```
> coeftest(lm.dieseldemand.ur, vcov=vcovHAC)
```

Variable	Koeffizient	Standardfehler	t-Wert	p-Wert	
(Intercept)	1,318e+01	1,7653e-01	74,6667	< 2,2e-16	***
Indieselpri	-7,150e-02	8,0988e-02	-0,8828	0,3794178	
unemployment	-1,243e+00	1,5168e+00	-0,8195	0,4143886	
vehicles	4,827e-06	1,3641e-06	3,5385	0,0006074	***
trend	2,184e-04	2,1762e-04	1,0034	0,3180589	
month1	3,010e-02	2,1315e-02	1,4119	0,1610113	
month2	7,919e-02	3,3903e-02	2,3359	0,0214518	*
month3	6,051e-02	4,0642e-02	1,4889	0,1395932	
month4	9,171e-02	4,2099e-02	2,1785	0,0316723	*
month5	8,205e-02	4,0918e-02	2,0052	0,0475953	*
month6	1,612e-01	4,4925e-02	3,5893	0,0005115	***
month7	1,469e-01	4,1752e-02	3,5177	0,0006515	***
month8	1,626e-01	4,1265e-02	3,9405	0,0001491	***
month9	2,444e-01	3,9244e-02	6,2287	1,063e-08	***
month10	1,565e-01	2,9375e-02	5,3265	5,999e-07	***
month11	9,368e-02	3,1035e-02	3,0186	0,0032077	**
Indieseldiffgermany	6,540e-02	3,0900e-02	2,1167	0,0367216	*
Indieseldiffitaly	3,867e-02	1,9602e-02	1,9729	0,0512088	.

Signifikanzniveau: \*\*\*\* 0,001 \*\*\* 0,01 \*\* 0,05 \* 0,1

R<sup>2</sup>: 0,7905 Adjusted R<sup>2</sup>: 0,7556

Quelle: eigene Darstellung.

## Anhang 5: Quellcode der empirische durchgeführten Modelle in der Programmiersprache R

```
# Arbeitsverzeichnis festlegen
setwd("~/Studium/BOKU/Master/Masterarbeit/Material und Methode/Methode")

# Paket AER für Funktion ivreg(), "psych" für describe(), stargazer() für Übersicht, lmtest() für waldtest()

library(AER)
library(psych)
library(stargazer)
library(lmtest)

# Daten einlesen
MyModel <- read.csv2("MyData.csv")

# Variablen generieren
MyModel$lngasdemand <-log(MyModel$gasdemand) # Nachfrage Eurosuper
MyModel$lnbieseldemand <-log(MyModel$dieseldemand) # Nachfrage Diesel
MyModel$lngasprice <-log(MyModel$gasprice) # Preis Eurosuper
MyModel$lnbieselprice <-log(MyModel$dieselprice) # Preis Diesel
MyModel$lnrudeoilprice <-log(MyModel$crudeoilprice) # Rohölpreis(Brent), IV
MyModel$unemployment <-MyModel$unemployment # Arbeitslosenquote als Variable für Konjunktur
MyModel$month <- as.factor(MyModel$month) # month als Dummy-Variable um seasonality zu messen, deshalb as.factor generiert
MyModel$vehicles <- MyModel$vehicles # Anzahl der monatlichen Kfz-Neuzulassungen
MyModel$lngasdiffgermany <-log(MyModel$gasdiffgermany) # Preisunterschied Eurosuper zu Deutschland
MyModel$lnbieseldiffgermany <-log(MyModel$dieseldiffgermany) # Preisunterschied Diesel zu Deutschland
MyModel$lngasdiffitaly <-log(MyModel$gasdiffitaly) # Preisunterschied Eurosuper zu Italien
MyModel$lnbieseldiffitaly <-log(MyModel$dieseldiffitaly) # Preisunterschied Eurosuper zu Italien
MyModel$trend <-MyModel$observation # trend wird generiert, um allgemeinen Zeitrend zu kontrollieren
```

```

# Variablen für 3 versch. Lags generieren

# funktion um lags zu generieren http://ctszkin.com/2012/03/11/generating-a-laglead-variables/
shift<-function(x,shift_by){
  stopifnot(is.numeric(shift_by))
  stopifnot(is.numeric(x))

  if (length(shift_by)>1)
    return(sapply(shift_by,shift, x=x))

  out<-NULL
  abs_shift_by=abs(shift_by)
  if (shift_by > 0 )
    out<-c(tail(x,-abs_shift_by),rep(NA,abs_shift_by))
  else if (shift_by < 0 )
    out<-c(rep(NA,abs_shift_by), head(x,-abs_shift_by))
  else
    out<-x
  out
}

MyModel$lncrudeoilpriceLag1<- shift(MyModel$lncrudeoilprice, -12)
MyModel$lncrudeoilpriceLag2<- shift(MyModel$lncrudeoilprice, -24)
MyModel$lncrudeoilpriceLag3<- shift(MyModel$lncrudeoilprice, -36)

MyModel$lngaspriceLag1<- shift(MyModel$lngasprice, -12)
MyModel$lngaspriceLag2<- shift(MyModel$lngasprice, -24)
MyModel$lngaspriceLag3<- shift(MyModel$lngasprice, -36)

MyModel$lnDieselpriceLag1<- shift(MyModel$lnDieselprice, -12)

```

```
MyModel$IndieselpriceLag2<- shift(MyModel$Indieselprice, -24)
MyModel$IndieselpriceLag3<- shift(MyModel$Indieselprice, -36)
```

```
MyModel$lngasdiffgermanyLag1 <- shift(MyModel$lngasdiffgermany, -12)
MyModel$lngasdiffgermanyLag2 <- shift(MyModel$lngasdiffgermany, -24)
MyModel$lngasdiffgermanyLag3 <- shift(MyModel$lngasdiffgermany, -36)
```

```
MyModel$IndieseldiffgermanyLag1 <-shift(MyModel$Indieseldiffgermany, -12)
MyModel$IndieseldiffgermanyLag2 <-shift(MyModel$Indieseldiffgermany, -24)
MyModel$IndieseldiffgermanyLag3 <-shift(MyModel$Indieseldiffgermany, -36)
```

```
MyModel$lngasdiffitalyLag1 <-shift(MyModel$lngasdiffitaly, -12)
MyModel$lngasdiffitalyLag2 <-shift(MyModel$lngasdiffitaly, -24)
MyModel$lngasdiffitalyLag3 <-shift(MyModel$lngasdiffitaly, -36)
```

```
MyModel$IndieseldiffitalyLag1 <-shift(MyModel$Indieseldiffitaly, -12)
MyModel$IndieseldiffitalyLag2 <-shift(MyModel$Indieseldiffitaly, -24)
MyModel$IndieseldiffitalyLag3 <-shift(MyModel$Indieseldiffitaly, -36)
```

```
#####
```

```
# Deskriptive Statistik
```

```
nrow(MyModel)
```

```
Vars4Table1<-c("gasdemand","dieseldemand","gasprice","dieselprice", "unemployment", "crudeoilprice", "vehicles", "gaspricegermany",
"dieselpricegermany", "gaspriceitaly", "dieselpriceitaly", "gasdiffgermany", "dieseldiffgermany", "gasdiffitaly", "dieseldiffitaly")
describe(MyModel[,Vars4Table1])[,c("mean", "max", "min", "range")]
```

```
#####
```

```

# OLS: Ordinary Least Squares (keine IV-Schätzung)
# Unrestringiert
lm.gasdemand.ur<-lm(lngasdemand~lngasprice+unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly, data=MyModel)
summary(lm.gasdemand.ur)
coeftest(lm.gasdemand.ur, vcov=vcovHAC)

lm.dieseldemand.ur<-lm(lndieseldemand~lndieselprice+unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly,
data=MyModel)
summary(lm.dieseldemand.ur)
coeftest(lm.dieseldemand.ur, vcov=vcovHAC)

# Restringsiert
lm.gasdemand.r<-lm(lngasdemand~lngasprice+unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)
summary(lm.gasdemand.r)
coeftest(lm.gasdemand.r, vcov=vcovHAC)

lm.dieseldemand.r<-lm(lndieseldemand~lndieselprice+unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)
summary(lm.dieseldemand.r)
coeftest(lm.dieseldemand.r, vcov=vcovHAC)

stargazer(lm.gasdemand.ur, lm.dieseldemand.ur, lm.gasdemand.r, lm.dieseldemand.r,
          column.labels=c("lm.gasdemand.ur", "lm.dieseldemand.ur", "lm.gasdemand.r", "lm.dieseldemand.r"),
          type="text",
          se=list(coeftest(lm.gasdemand.ur, vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.ur, vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.gasdemand.r, vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.r, vcov=vcovHAC)[,2]
                  ))

```

```

gas.r <-lm.gasdemand.r$coefficients["lngasprice"]
gas.ur<-
lm.gasdemand.ur$coefficients["lngasprice"]-
lm.gasdemand.ur$coefficients["lngasdiffgermany"]*mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffgermany))-
lm.gasdemand.ur$coefficients["lngasdiffitaly"] *mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffitaly))
diesel.r <-lm.dieseldemand.r$coefficients["lndieselprice"]
diesel.ur<-
lm.dieseldemand.ur$coefficients["lndieselprice"]-
lm.dieseldemand.ur$coefficients["lndieseldiffgermany"]*mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffgermany))-
lm.dieseldemand.ur$coefficients["lndieseldiffitaly"] *mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffitaly))
Elas.lm<-c(gas.r, gas.ur, diesel.r, diesel.ur)
Elas.lm

#####

# 2stage-least-square: gasprice und dieselprice sind endogen und sollen durch Rohölpreis instrumentalisiert werden
# wird auf 2 Arten gemacht: mit Funktion ivreg() und "haendisch"

# MIT FUNKTION ivreg()

#STATIC MODEL
# Unrestringiert
lm.gasdemand.ur.iv <- ivreg(lngasdemand~lngasprice + unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly|lncrudeoilprice
+ unemployment+vehicles+trend+month +lngasdiffgermany+lngasdiffitaly, data=MyModel)
summary(lm.gasdemand.ur.iv)
coefstest(lm.gasdemand.ur.iv, vcov=vcovHAC)
# Mit Funktion coefstest() wurden alle GLeichungen bezügl. heteroskedastie- und autokorrelationsrobuste Standarfehler geschätzt
# help("coefstest")

```

```

lm.dieseldemand.ur.iv <- ivreg(lndieseldemand~lndieselprice+
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly|lncrudeoilprice +
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly, data=MyModel)
summary(lm.dieseldemand.ur.iv)
coefptest(lm.dieseldemand.ur.iv, vcov=vcovHAC)

# Restringtoniert
lm.gasdemand.r.iv <- ivreg(lngasdemand~lngasprice+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice +
unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)
summary(lm.gasdemand.r.iv)
coefptest(lm.gasdemand.r.iv, vcov=vcovHAC)

lm.dieseldemand.r.iv <- ivreg(lndieseldemand~lndieselprice+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice+
unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)
summary(lm.dieseldemand.r.iv)
coefptest(lm.dieseldemand.r.iv, vcov=vcovHAC)

stargazer(lm.gasdemand.ur.iv, lm.dieseldemand.ur.iv, lm.gasdemand.r.iv, lm.dieseldemand.r.iv,
column.labels=c("lm.gasdemand.ur.iv", "lm.dieseldemand.ur.iv", "lm.gasdemand.r.iv", "lm.dieseldemand.r.iv"),
type="text",
se=list(coefptest(lm.gasdemand.ur.iv, vcov=vcovHAC)[,2],
coefptest(lm.dieseldemand.ur.iv, vcov=vcovHAC)[,2],
coefptest(lm.gasdemand.r.iv, vcov=vcovHAC)[,2],
coefptest(lm.dieseldemand.r.iv, vcov=vcovHAC)[,2]
))

# Elasticities
gas.iv.r <-lm.gasdemand.r.iv$coefficients["lngasprice"]
gas.iv.ur<-

```

```

lm.gasdemand.ur.iv$coefficients["lngasprice"]-
lm.gasdemand.ur.iv$coefficients["lngasdiffgermany"]*mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffgermany))-
lm.gasdemand.ur.iv$coefficients["lngasdiffitaly"] *mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffitaly))
diesel.iv.r <-lm.dieseldemand.r.iv$coefficients["lndieselprice"]
diesel.iv.ur<-
lm.dieseldemand.ur.iv$coefficients["lndieselprice"]-
lm.dieseldemand.ur.iv$coefficients["lndieseldiffgermany"]*mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffgermany))-
lm.dieseldemand.ur.iv$coefficients["lndieseldiffitaly"] *mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffitaly))

Elas.lm.iv<-c(gas.iv.r, gas.iv.ur, diesel.iv.r, diesel.iv.ur)
Elas.lm.iv

# 1YEAR-LAG
# Unrestringiert
lm.gasdemand.ur.iv.lag1 <- ivreg(lngasdemand~lngasprice + lngaspriceLag1 +
unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly|lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 +
unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly , data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])
summary(lm.gasdemand.ur.iv.lag1)
coefTest(lm.gasdemand.ur.iv.lag1, vcov=vcovHAC)

lm.dieseldemand.ur.iv.lag1 <- ivreg(lndieseldemand~ lndieselprice + lndieselpriceLag1 +
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly|lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 +
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly , data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])
summary(lm.dieseldemand.ur.iv.lag1)
coefTest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag1, vcov=vcovHAC)

# Restringiert
lm.gasdemand.r.iv.lag1 <- ivreg(lngasdemand~ lngasprice + lngaspriceLag1 + unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice +
lncrudeoilpriceLag1 + unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])
summary(lm.gasdemand.r.iv.lag1)

```

```

lm.dieseldemand.r.iv.lag1 <- ivreg(lndieseldemand~ lndieselprice + lndieselpriceLag1 +
unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 + unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])
summary(lm.dieseldemand.r.iv.lag1)

stargazer(lm.gasdemand.ur.iv.lag1, lm.dieseldemand.ur.iv.lag1, lm.gasdemand.r.iv.lag1, lm.dieseldemand.r.iv.lag1,
          column.labels=c("lm.gasdemand.ur.iv.lag1", "lm.dieseldemand.ur.iv.lag1", "lm.gasdemand.r.iv.lag1",
"lm.dieseldemand.r.iv.lag1"),
          type="text",
          se=list(coeftest(lm.gasdemand.ur.iv.lag1,      vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag1, vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.gasdemand.r.iv.lag1,      vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.r.iv.lag1,   vcov=vcovHAC)[,2]
                  ))

# Elasticities
gas.iv.r.lag1.SR <-lm.gasdemand.r.iv.lag1$coefficients["lngasprice"]
gas.iv.ur.lag1.SR<-
lm.gasdemand.ur.iv.lag1$coefficients["lngasprice"]-
lm.gasdemand.ur.iv.lag1$coefficients["lngasdiffgermany"]*mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffgermany))-
lm.gasdemand.ur.iv.lag1$coefficients["lngasdiffitaly"] *mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffitaly))
diesel.iv.r.lag1.SR <-lm.dieseldemand.r.iv.lag1$coefficients["lndieselprice"]
diesel.iv.ur.lag1.SR<-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag1$coefficients["lndieselprice"]-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag1$coefficients["lndieseldiffgermany"]*mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffgermany))-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag1$coefficients["lndieseldiffitaly"] *mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffitaly))

Elas.lm.iv.lag1.SR<-c(gas.iv.r.lag1.SR, gas.iv.ur.lag1.SR, diesel.iv.r.lag1.SR, diesel.iv.ur.lag1.SR)

```

```
Elas.lm.iv.lag1.SR
```

```
# 2YEAR-LAG
```

```
# Unrestringiert
```

```
lm.gasdemand.ur.iv.lag2 <- ivreg(lngasdemand~ lngasprice + lngaspriceLag1 + lngaspriceLag2 +  
unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly| lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 + lncrudeoilpriceLag2 +  
unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly , data=MyModel[-  
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24),])  
summary(lm.gasdemand.ur.iv.lag2)  
coefstest(lm.gasdemand.ur.iv.lag2, vcov=vcovHAC)
```

```
lm.dieseldemand.ur.iv.lag2 <- ivreg(lndieseldemand~ lndieselprice+ lndieselpriceLag1 + lndieselpriceLag2 +  
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly| lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 + lncrudeoilpriceLag2 +  
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly , data=MyModel[-  
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24),])  
summary(lm.dieseldemand.ur.iv.lag2)  
coefstest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag2, vcov=vcovHAC)
```

```
# Restringiert
```

```
lm.gasdemand.r.iv.lag2 <- ivreg(lngasdemand~ lngasprice+lngaspriceLag1+ lngaspriceLag2 + unemployment+vehicles+trend+month|  
lncrudeoilprice + lncrudeoilpriceLag1 + lncrudeoilpriceLag2 + unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-  
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24),])  
summary(lm.gasdemand.r.iv.lag2)
```

```
lm.dieseldemand.r.iv.lag2 <- ivreg(lndieseldemand~ lndieselprice+lndieselpriceLag1+lndieselpriceLag2 +  
unemployment+vehicles+trend+month| lncrudeoilprice+lncrudeoilpriceLag1+ lncrudeoilpriceLag2 + unemployment+vehicles+trend+month ,  
data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24),])  
summary(lm.dieseldemand.r.iv.lag2)
```

```

stargazer(lm.gasdemand.ur.iv.lag2, lm.dieseldemand.ur.iv.lag2, lm.gasdemand.r.iv.lag2, lm.dieseldemand.r.iv.lag2,
          column.labels=c("lm.gasdemand.ur.iv.lag1", "lm.dieseldemand.ur.iv.lag1", "lm.gasdemand.r.iv.lag1",
"lm.dieseldemand.r.iv.lag1"),
          type="text",
          se=list(coeftest(lm.gasdemand.ur.iv.lag2,      vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag2, vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.gasdemand.r.iv.lag2,      vcov=vcovHAC)[,2],
                  coeftest(lm.dieseldemand.r.iv.lag2,  vcov=vcovHAC)[,2]
                  ))

# Elasticities
gas.iv.r.lag2.SR <-lm.gasdemand.r.iv.lag2$coefficients["lngasprice"]
gas.iv.ur.lag2.SR<-
lm.gasdemand.ur.iv.lag2$coefficients["lngasprice"]-
lm.gasdemand.ur.iv.lag2$coefficients["lngasdiffgermany"]*mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffgermany))-
lm.gasdemand.ur.iv.lag2$coefficients["lngasdiffitaly"] *mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffitaly))
diesel.iv.r.lag2.SR <-lm.dieseldemand.r.iv.lag2$coefficients["lndieselprice"]
diesel.iv.ur.lag2.SR<-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag2$coefficients["lndieselprice"]-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag2$coefficients["lndieseldiffgermany"]*mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffgermany))-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag2$coefficients["lndieseldiffitaly"] *mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffitaly))

Elas.lm.iv.lag2.SR<-c(gas.iv.r.lag2.SR, gas.iv.ur.lag2.SR, diesel.iv.r.lag2.SR, diesel.iv.ur.lag2.SR)
Elas.lm.iv.lag2.SR

# 3YEAR-LAG
# Unrestringiert
lm.gasdemand.ur.iv.lag3 <- ivreg(lngasdemand~ lngasprice +lngaspriceLag1+lngaspriceLag2+ lngaspriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly| lncrudeoilprice+lncrudeoilpriceLag1+lncrudeoilpriceLag2+

```

```

lncrudeoilpriceLag3 + unemployment+vehicles+trend+month+lngasdiffgermany+lngasdiffitaly , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])
summary(lm.gasdemand.ur.iv.lag3)
coefstest(lm.gasdemand.ur.iv.lag3, vcov=vcovHAC)

```

```

lm.dieseldemand.ur.iv.lag3 <- ivreg(lndieseldemand~ lndieselprice+lndieselpriceLag1+lndieselpriceLag2+ lndieselpriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly| lncrudeoilprice+lncrudeoilpriceLag1 + lncrudeoilpriceLag2+
lncrudeoilpriceLag3 + unemployment+vehicles+trend+month+lndieseldiffgermany+lndieseldiffitaly , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])
summary(lm.dieseldemand.ur.iv.lag3)
coefstest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag3, vcov=vcovHAC)

```

```

# Restringiert

```

```

lm.gasdemand.r.iv.lag3 <- ivreg(lngasdemand~lngasprice+lngaspriceLag1+lngaspriceLag2+lngaspriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice+lncrudeoilpriceLag1+lncrudeoilpriceLag2+lncrudeoilpriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])
summary(lm.gasdemand.r.iv.lag3)
coefstest(lm.gasdemand.r.iv.lag3, vcov=vcovHAC)

```

```

lm.dieseldemand.r.iv.lag3 <- ivreg(lndieseldemand~lndieselprice+lndieselpriceLag1+lndieselpriceLag2+lndieselpriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilprice+lncrudeoilpriceLag1+lncrudeoilpriceLag2+lncrudeoilpriceLag3 +
unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])
summary(lm.dieseldemand.r.iv.lag3)
coefstest(lm.dieseldemand.r.iv.lag3, vcov=vcovHAC)

```

```

stargazer(lm.gasdemand.ur.iv.lag3, lm.dieseldemand.ur.iv.lag3, lm.gasdemand.r.iv.lag3, lm.dieseldemand.r.iv.lag3,

```

```

        column.labels=c("lm.gasdemand.ur.iv.lag3", "lm.dieseldemand.ur.iv.lag3", "lm.gasdemand.r.iv.lag3",
"lm.dieseldemand.r.iv.lag3"),
        type="text",
        se=list(coeftest(lm.gasdemand.ur.iv.lag3,      vcov=vcovHAC)[,2],
              coeftest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag3, vcov=vcovHAC)[,2],
              coeftest(lm.gasdemand.r.iv.lag3,      vcov=vcovHAC)[,2],
              coeftest(lm.dieseldemand.r.iv.lag3,  vcov=vcovHAC)[,2]
              ))

# Elasticities
gas.iv.r.lag3.SR <-lm.gasdemand.r.iv.lag3$coefficients["lngasprice"]
gas.iv.ur.lag3.SR<-
lm.gasdemand.ur.iv.lag3$coefficients["lngasprice"]-
lm.gasdemand.ur.iv.lag3$coefficients["lngasdiffgermany"]*mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffgermany))-
lm.gasdemand.ur.iv.lag3$coefficients["lngasdiffitaly"] *mean(with(MyModel, gasprice/gasdiffitaly))
diesel.iv.r.lag3.SR <-lm.dieseldemand.r.iv.lag3$coefficients["lndieselprice"]
diesel.iv.ur.lag3.SR<-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag3$coefficients["lndieselprice"]-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag3$coefficients["lndieseldiffgermany"]*mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffgermany))-
lm.dieseldemand.ur.iv.lag3$coefficients["lndieseldiffitaly"] *mean(with(MyModel, dieselprice/dieseldiffitaly))

Elas.lm.iv.lag3.SR<-c(gas.iv.r.lag3.SR, gas.iv.ur.lag3.SR, diesel.iv.r.lag3.SR, diesel.iv.ur.lag3.SR)
Elas.lm.iv.lag3.SR

Elas.all.SR<-cbind(Elas.lm,
                  Elas.lm.iv,
                  Elas.lm.iv.lag1.SR,
                  Elas.lm.iv.lag2.SR,

```

```

        Elas.lm.iv.lag3.SR
    )
rownames(Elas.all.SR)<-c("Gas.r", "Gas.ur", "Diesel.r", "Diesel.ur")
Elas.all.SR

#####
# Waldtest, um zu prüfen, ob Preis und Preisdifferenzen gemeinsam signifikant

#OLS
lm.gasdemand.wp <- lm(lngasdemand~unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel) #wp für "without price"
lm.dieseldemand.wp <- lm(lndieseldemand~unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)

waldtest(lm.gasdemand.ur, lm.gasdemand.wp , test = "F")
waldtest(lm.dieseldemand.ur, lm.dieseldemand.wp , test = "F")

# 2SLS
lm.gasdemand.wp.iv <- ivreg(lngasdemand~unemployment+vehicles+trend+month|unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)
lm.dieseldemand.wp.iv <- ivreg(lndieseldemand~unemployment+vehicles+trend+month|unemployment+vehicles+trend+month, data=MyModel)

waldtest(lm.gasdemand.ur.iv, lm.gasdemand.wp.iv , test = "F") #wp für "without price"
waldtest(lm.dieseldemand.ur.iv, lm.dieseldemand.wp.iv , test = "F")

# 2SLS - 1Year-Lag
lm.gasdemand.wp.iv.lag1 <-
ivreg(lngasdemand~lngaspriceLag1+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilpriceLag1+unemployment+vehicles+trend+month ,
data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])

```

```

lm.dieseldemand.wp.iv.lag1 <-
ivreg(lndieseldemand~lndieselpriceLag1+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilpriceLag1+unemployment+vehicles+trend+month ,
data=MyModel[-c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12),])

waldtest(lm.gasdemand.ur.iv.lag1, lm.gasdemand.wp.iv.lag1 , test = "F") #wp für "without price"
waldtest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag1, lm.dieseldemand.wp.iv.lag1 , test = "F")

# 2SLS - 3Year-Lag
lm.gasdemand.wp.iv.lag3 <-
ivreg(lngasdemand~lngaspriceLag1+lngaspriceLag2+lngaspriceLag3+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilpriceLag1+lncrudeoilpriceLag
2+lncrudeoilpriceLag3+unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])
lm.dieseldemand.wp.iv.lag3 <-
ivreg(lndieseldemand~lndieselpriceLag1+lndieselpriceLag2+lndieselpriceLag3+unemployment+vehicles+trend+month|lncrudeoilpriceLag1+lncrud
eoilpriceLag2+lncrudeoilpriceLag3+unemployment+vehicles+trend+month , data=MyModel[-
c(1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36),])

waldtest(lm.gasdemand.ur.iv.lag3, lm.gasdemand.wp.iv.lag3 , test = "F") #wp für "without price"
waldtest(lm.dieseldemand.ur.iv.lag3, lm.dieseldemand.wp.iv.lag3 , test = "F")

```

