

DIPLOMARBEIT

Ökonometrische Untersuchung der Einflussparameter auf den Stromverbrauch ausgewählter OECD-Länder

von

Peter Zapfel, BSc.

Mat.Nr.: 0826363

Reindorfstraße 39/13

1150 Wien

unter der Leitung von

Univ.Prof. Dipl.Ing. Dr. Reinhard HAAS

eingereicht an der

Technischen Universität Wien

Fakultät für Elektrotechnik und Informationstechnik

Institut für Energiesysteme und Elektrische Antriebe



Technische Universität Wien

Danksagung

An dieser Stelle möchte ich die Möglichkeit wahrnehmen und mich bei allen bedanken, die mich bei meiner Diplomarbeit und in meinen Studienjahren unterstützt und begleitet haben.

Zuerst möchte ich mich bei meinen beiden Liebsten - Corine und Louis - bedanken. Bei Corine für die schöne gemeinsame Zeit und Hilfestellung zu Hause und auch im Studium - auch für deine Nerven, die du für mich in letzter Zeit geopfert hast. Louis, dir möchte ich für deine Ablenkung danken. Das Spielen, Lesen, Laufen, Singen, Tanzen und was wir unternommen haben hat mir geholfen, meinen Kopf frei zu bekommen und wieder mit mehr Elan zu meinem Studium zurückzukehren.

Ebenso großer Dank gilt meiner Familie, besonders meinen Eltern - Ewald und Angelika - die mir dieses Studium durch ihre Unterstützung und auch ihre Geduld in dieser Dekade ermöglichten. Auch möchte ich die schöne Zeit mit meinen Freunden beim und auch abseits des Lernens nicht missen.

Zu guter Letzt möchte ich mich bei meinem Betreuer Univ.Prof. Dipl.Ing. Dr. Reinhard Haas und seinen Kollegen am EEG bedanken, die mich während meiner Arbeit unterstützt und stets gefördert haben.

Peter

Wien, 16.04.2018

Abstract

Our energy consumption has increased over the last thirty years, in private, as well as in industry. No other property is so self-evident and difficult to substitute than electric energy. In our homes, in our lifestyle and it's going to be a big player in prospectiv green mobility. Locating drifts and delay factors in economic models may be the key to understand and furthermore to set consumption. Wherever our energy supply is located, our future trend has to be in coinside with economically and ecologically worthwhile efforts.

This thesis is tied up to analyse the energy consumption of eight OEDC-members. With several economic and climate descriptive data, such as total final consumption, weighted price and heating degree days, several models where used to find a perfectly fitting model. First of all, an ordinary least square rating was built for a base-model to arrange the following methods. Next a moving-window-regression was made to study influencing variables over time, a koyck-lag and an autoregressive distributed lag to compare models and results. In a final step a panel-analysis provides an overview.

The major conclusions of this thesis are - (i) gross domestic product is in every OECD-member important, even though with a several intense impact. (ii) prices and heating degree days are not significant in all observed countries and with deversify effects and (iii) those characterising variables are deversifying over time.

Kurzfassung

Elektrizität ist in der heutigen Zeit nicht mehr einfach durch andere Energieträger in Haushalten, der Industrie und - mit Zunahme der Elektromobilität - auch immer weniger im Transportsektor einfach durch andere Energieformen zu substituieren. Um den Beschleuniger und Bremsen dieser Entwicklung feststellen zu können werden ökonometrische Modelle herangezogen. Dies hilft Entscheidungen für die Zukunft zu treffen, um die Nachfrage zu regulieren, denn sicher ist: keine Energieform steht grenzenlos zur Verfügung und sollte nur im Einklang mit wirtschaftlichen und ökologisch nachhaltigen Aspekten bezogen werden.

Diese Arbeit untersucht den gesamten Stromverbrauch in acht ausgewählten OECD-Mitgliedsländern. Es werden verschiedene ökonomische und klimarelevante Daten herangezogen um ein ökonometrisches Modell für diese Untersuchung zu erstellen. Insgesamt werden für den Stromverbrauch, welcher durch den Gesamtstromverbrauch der betrachteten Länder dargestellt wird, drei erklärende Variablen herangezogen. Der Preis, gewichtet aus Industrie- und Haushaltspreisen sowie deren Stromverbrauch. Das Einkommen, abgebildet durch das Bruttoinlandsprodukt der jeweiligen Länder und als dritten Parameter die Heizgradtage. Die Komplexität der angewandten Methode wird iterativ erhöht. Zuerst wird eine einfache kleinste Quadrate-Schätzung durchgeführt, um ein Basismodell für diese Arbeit zu schaffen. Für die Entwicklung der Einflussgrößen mit der Zeit wird eine Rolling-Regression durchgeführt. Danach werden eine Koyck- und eine ARDL-Analyse erstellt und verglichen. Zuletzt wird eine Panel-Analyse durchgeführt.

Aus Interpretation der Ergebnisse können aus dieser Arbeit folgende Resultate gewonnen werden: (i) das Einkommen in Form des Bruttoinlandsproduktes hat in allen Ländern einen wichtigen, wenn auch unterschiedlich starken Einfluss auf den Stromverbrauch, (ii) die Preise und Heizgradtage sind nicht in allen Ländern für die Beschreibung des Stromverbrauchs signifikant und deren Effekte variieren zwischen den Ländern und (iii) die Effekte der beschreibenden Variablen verändern sich mit der Zeit.

Inhalt

Danksagung	iii
Abstract	v
Kurzfassung	vii
1. Einleitung.....	1
2. Stand der Technik.....	5
3. Daten	8
3.1 Stromverbrauch.....	8
3.1.1 Gesamter Stromverbrauch	9
3.1.2 Industrieller Stromverbrauch	11
3.1.3 Stromverbrauch der privaten Haushalte.....	14
3.2 Strompreis	15
3.2.1 Industriestrompreis	15
3.2.2 Privater Haushaltsstrompreis	17
3.3 Einkommen.....	18
3.4 Heizgradtage.....	20
4. Methode	22
4.1 OLS-Berechnung	23
4.2 Koyck-Lag	25
4.3 ARDL	27
4.4 Rolling Regression	30
4.5 Panel-Analyse	30
5. Berechnung	32
5.1 OLS-Berechnungen	33
5.2 Rolling-Regressionen	36
5.2.1 Österreich.....	36
5.2.2 Finnland.....	37
5.2.3 Frankreich.....	37
5.2.4 Deutschland.....	39
5.2.5 Italien.....	39
5.2.6 Japan.....	40
5.2.7 Spanien	42
5.2.8 USA	43
5.3 Koyck-Berechnungen.....	45

5.4 ARDL-Berechnungen.....	49
5.5 OLS-Berechnungen mit Heizgradtagen	54
5.6 Rolling-Regressionen mit Heizgradtagen	56
5.6.1 Österreich	56
5.6.2 Finnland	57
5.6.3 Frankreich.....	58
5.6.4 Deutschland.....	60
5.6.5 Länder ohne Signifikanz der Heizgradtage (ITA, JAP, SPA, USA)	61
5.7 Koyck-Berechnungen mit Heizgradtagen	64
5.8 ARDL-Berechnungen mit Heizgradtagen.....	67
5.9 Panel-Daten	71
5.10 Trend beim Einkommen	76
6. Zusammenfassung und Schlussfolgerung	79
Literatur und Quellen	82
A Anhang	84

1. Einleitung

Einleitung

Unser Leben wird tagtäglich von elektrischer Energie begleitet, ohne dass es für manche sichtbar ist. Strom ist zu so einem selbstverständlichen Gut in unserer Gesellschaft geworden, dass ein Verzicht schon schlichtweg unmöglich erscheint. Unser Zuhause wird smarter, unsere Mobilität grüner und die Technologien immer effizienter. Die Zahl an elektrischen Verbrauchern steigt und somit ist auch unser Energieverbrauch steigend. Ein Sättigungseffekt im Verbrauch könnte sich durch weitere Effizienz der Verbraucher einstellen, denn unsere Nachfrage ist und bleibt ein wesentlicher Treiber dieses Wirtschaftszweiges. So kommen beispielsweise allein in Österreich bereits 1,32 Smartphones¹ pro Einwohner zum Einsatz, die einzeln betrachtet nur einen geringen Verbrauch aufweisen, jedoch in der Menge möglicherweise einen großen Beitrag leisten.

Hier sind die Politikmacher gefragt, um die wichtigen, wenn auch hoch gesteckten Klimaziele wirklich zu erreichen. Mögliche Instrumente um die Energienachfrage im Elektrizitätsbereich zu regulieren sind zum Beispiel Steuern auf Endkundenpreise, oder auch Netzentgelte, die sich wiederum im Strompreis niederschlagen würden. Ein weiterer Effekt um den Stromverbrauch zu beeinflussen, wäre die Einbringung von Standards um die Effizienz zu steigern. HAAS u.a.² zeigten, dass Standards und Labels bessere Kontrollmöglichkeiten für den Elektrizitätsverbrauch bieten können, wie sie anhand von Haushalten in Österreich zeigen.

Betrachtet man unterschiedliche Länder, deren Lebensweise, Kultur und auch ihre verschiedenen Lifestyles, so könnten verschiedenste Treiber und Faktoren gefunden werden, die den Stromverbrauch beeinflussen. Ziel ist es herauszufinden welche großen Faktoren einen positiven oder negativen Effekt auf den Verbrauch haben. In der Ökonometrie werden solche Effekte häufig in kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten gemessen. Sie geben die prozentuelle Änderung aufgrund eines Einflussparameters auf den Stromverbrauch an. So lassen sich hier die unterschiedlichen Treiber des Elektrizitätsverbrauchs feststellen und wirtschaftlich bewerten. Welche Faktoren nun die Nachfrage in welchem Ausmaß beeinflussen.

Fragestellung

Diese Arbeit befasst sich mit der Fragestellung rund um welche Parameter den nationalen Stromverbrauch in ausgewählten Ländern beeinflussen.

¹ smsmich

² vgl. Haas, Bierrmayr, Zoehling, Auer, 1998

Wie beeinflussen das Einkommen, der Preis und die Heizgradtage unseren Stromverbrauch?

Und über Panelanalyse betrachtet, gibt es signifikante Unterschiede in den Elastizitäten zwischen den betrachteten Ländern?

Ein wesentlicher Faktor in dieser Arbeit spiegelt auch die Zeit wieder, denn es gilt herauszufinden ob sich unterschiedliche Elastizitäten über verschiedene Zeiträume feststellen lassen.

Motivation

Nachfrageregulierung - Wie kann man am effektivsten den Verbrauch von Strom beeinflussen? Kann pauschal für alle Länder *eine Aussage getroffen werden*, oder müssen für die jeweiligen Länder unterschiedliche Ansätze getroffen werden, um effektiv den Stromverbrauch zu regulieren?

Elektromobilität - Wie könnte sich ein Umstieg von fossilen Treibstoffen auf strombetriebene Kraftfahrzeuge auf Preis und Verbrauch auswirken? Nicht nur ein „sauberes Fahren“ ist zum Umdenken in unserer Gesellschaft nötig, auch müssen Life-Style, Angebot und Nachfrage den Markt und die Politik in die richtige Richtung treiben. Werden dadurch in Zukunft die Preis-Elastizitäten wichtiger? Diese Frage ist jedoch zum jetzigen Zeitpunkt nicht zu beantworten. Wesentliche Faktoren wie Infrastruktur, Netzausbau und das nötige Know-How sind erst im Anfangsstadium dieses wichtigen Vorhabens. So ist dies das mögliche Ziel einer auf dieser, oder ähnlichen Arbeit basierenden Untersuchung in einigen Jahren, falls sich das Konzept der Elektromobilität durchsetzt.

Klimaziele 2050 - Ein wesentlicher und wichtiger Motivator ist die zukünftige Energiewende. Eine Reduktion der Treibhausgasemission bis 2030 um 40%, um die durchschnittliche Erderwärmung auf 2°C zu beschränken, bedeutet auch den Stromverbrauch derart zu reduzieren - beziehungsweise Maßnahmen für die Zukunft zu treffen. Wie werden sich Preis und Verbrauch dahingehend bewegen? Erneuerbare Energieträger und ihre Preisentwicklung - bedeutet umweltfreundlich auch günstig?

Methode

Um diese Fragen in der vorliegenden Arbeit zu beantworten wird in einem ersten Schritt eine gewöhnliche *Ordinary Least Square* (OLS)-Regression durchgeführt damit erste Abschätzungen getroffen werden können.

Anschließend wird mittels *koyck'schem Lag*, einer zeitlichen Verzögerung des Stromverbrauchs zwischen kurz- und langfristigen Effekten unterschieden. Diese einfache Untersuchung der kurz- und langfristigen Effekte wird mittels einem *Autoregressive Distributed Lag* - kurz ARDL nochmals mit

einer etwas komplexeren Methode beobachtet. Mit Hilfe des ARDL-Modells ist es nun möglich unterschiedliche Laglängen der verschiedenen Variablen einzubinden, wenn dies die Modellannahmen verbessert.

Mittels Rolling-Regression und eines trendbehafteten Einkommens wird untersucht, ob die Elastizitäten über die Zeit konstant bleiben oder sich doch ändern. Um so Aussagen über Intensität und Verschiedenheit der Einflüsse treffen zu können.

Die oben genannten Schritte werden auf unterschiedliche Modelle angewandt. Ausgegangen wird von einem Basis-Modell, in dem der Stromverbrauch eine Funktion von Einkommen und Preis darstellt. Als Abbildung für das Einkommen wird das Bruttoinlandsprodukt (BIP) herangezogen. Danach werden die Heizgradtage, HDD für eine Abschätzung des Wärmebedarfs in die Berechnung mit einbezogen und die Berechnungen wiederholt.

Diese Schritte (OLS, Kock, ARDL, Rolling-Regression unterschiedlicher Modelle) werden für sechs ausgewählte EU-Länder - Österreich, Finnland, Frankreich, Deutschland, Italien und Spanien - und zwei nicht EU-Länder - die USA und Japan - angewandt.

In dieser Arbeit wird versucht Unterschiede im Stromverbrauchsverhalten in den einzelnen Ländern aufzuzeigen. Wenn solche gefunden werden, wird versucht diese auf länderspezifische Eigenschaften zurückzuführen und so gleiche und unterschiedliche Einflüsse, oder ob diese nur einzelne Länder betreffen, festzustellen. In einer ersten Analyse wird aufgezeichnet, wie groß jeweilige Einflüsse der Preise, Einkommen und Heizgradtage über den gesamten Beobachtungszeitraum sind. Anschließend werden Änderungen über die Zeit gesucht, welche die verschiedenen Elastizitäten erfahren. Durch die Einführung länderspezifischer Dummy-Variablen wird mit einer Panel-Analyse geklärt, ob signifikante Unterschiede im Nachfrageverhalten der Länder auszumachen sind.

Gliederung der Arbeit

2. Stand der Technik

Im nächsten Kapitel wird auf bereits vorhandenes und wissenschaftliches Material im Bereich der Zeitreihen- und Elektrizitätsbedarfs Analysen eingegangen.

3. Daten

Hier werden die aufbereiteten Daten, für die gegebene Fragestellung dargestellt und interpretiert. Ebenso die Auswahl der Länder, die in den Modellen analysiert werden. Welche Unterschiede können schon im Vorhinein an Hand von Kultur und Lebensstil getroffen werden und sind diese in den Berechnungen ersichtlich?

4. Methode

Die bereits angesprochene und angewandte Methodik wird hier im Detail erklärt und die Herangehensweise dokumentiert.

5. Berechnung

Anschließend werden die Ergebnisse der berechneten Modelle für alle Länder dargestellt und beschrieben. Sofern eine korrekte Analyse der ausgewählten Länder und Parameter im Betrachtungszeitraum möglich ist.

6. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Zuletzt werden die Ergebnisse zusammengefasst, diskutiert und interpretiert. Welche Aussagen können nun anhand der einzelnen Berechnungen getroffen werden? Sind große Unterschiede zwischen den Modellen und Ländern festzustellen und wie wirkt sich eine Rolling-Regression bzw. ein trendbehafteter Einkommensfaktor aus? Lassen sich anhand der Ergebnisse bereits Tendenzen ablesen? Es werden mögliche Vorschläge für weitere Forschungen gegeben, die auf dieser Arbeit aufbauen könnten.

2. Stand der Technik

Haas u.a.(1998)³ untersuchen mit Hilfe einer Zeitreihen- und eine Querschnittsanalyse, Einflüsse auf den Stromverbrauch von privaten Haushalten in Österreich. Sie beschreiben den Stromverbrauch in ihrem Zeitreihenansatz mit Hilfe des Strompreises und des Einkommens, wobei hier als Abschätzung für das Einkommen die privaten Verbrauchsausgaben von Österreich im jeweiligen Jahr verwendet wurden. Um die kurz- und langfristigen Effekte zu differenzieren, führen sie auch das Lag des Stromverbrauchs in ihr Modell ein. Ein Versuch die Heizgradtage und einen zeitlichen Trend in das Modell mit einfließen zu lassen zeigt, dass diese nicht signifikant für ihre Zeitreihenuntersuchung sind. Mit Hilfe des Struktur- und Intensitäts-Ansatzes (STRINT) versuchen sie die Intensität des Energieverbrauchs in ihre Beschreibung mit einfließen zu lassen. Die Ergebnisse ihrer Zeitreihenuntersuchung sind: (1) Preise sind nicht einflussreich, (2) das Einkommen ist kurz- und langfristig einflussreich, (3) die Lags des Stromverbrauchs sind relativ hoch (langsame Anpassung an Stromverbrauchsverhalten) und (4) der Langzeit-Effizienzeinfluss ist etwa linear. In der Querschnittsanalyse untersuchen sie den Einfluss von Strukturparametern auf die Nachfrage. Diese Parameter sind Wohnfläche, Personenzahl pro Wohneinheit und Wohneinheiten pro Gebäude. Da diese bis zu einem gewissen Grad Schätzer für Einkommen sind, ist in dieser Untersuchung die Einkommenselastizität geringer. Sie zeigen aufgrund unterschiedlicher Ergebnisse der Zeitreihenanalyse und der Querschnittsanalyse, dass die Langzeit-Einkommenselastizität - welche ein Haupttreiber ist - zurückgeht und empfehlen weitere Überprüfungen. Die Preise sind nicht signifikant in beiden Untersuchungen, jedoch sollte der Effizienz Bedeutung geschenkt werden. Sie empfehlen Standards gegenüber Steuern um Energieeinsparungen zu erzielen.

Haas und Schipper (1998)⁴ untersuchen den Haushaltsenergiebedarf in OECD Ländern und die Rolle der irreversiblen Effizienzverbesserungen. In ihrem ersten Ansatz für die Beschreibung des Energieverbrauchs verwenden sie den gewichteten Preis der Energieträger, die privaten Konsumausgaben für das Einkommen, die Heizgradtage und das Lag des Energieverbrauchs für die Unterscheidung von Kurz- und Langzeiteffekten. Sie untersuchen dieses Modell für den Zeitraum von 1970 bis 1993 und unterteilen diese auch in zwei Perioden (1970 bis 1982/85 und von 1982/85 bis 1993). Die Einkommens- und Preiselastizitäten zeigen sich zu vorigen Studien als recht gering. Unterschiedliche Elastizitäten für die drei verschiedenen Berechnungsabschnitte führen sie auf den Ölpreis zurück (Schock 1970er und Abfall in 1985) und daraus folgende Änderungen in der Haushaltsstruktur zurück. Anschließend wird ein STRINT-Ansatz in das Modell mit eingebunden und

³ vgl. Haas, Bierrmayr, Zöchling, Auer, 1998

⁴ vgl. Haas und Schipper, 1998

auch eine nicht symmetrische Preiselastizität. Diese zwei Untersuchungen zeigen, dass sich die Einkommenselastizität erhöht. Sie empfehlen ebenfalls Standards, um Energieeinsparungen zu erzielen.

Eine Arbeit von Ajanovic und Haas (2012)⁵, die sich mit der Analyse des Energiebedarfs im Verkehr beschäftigt, hat zur Untersuchung von sechs Europäischen Ländern in der Zeit von 1970 bis 2007 eine Kointegrations-Analyse zugrundeliegen. Hier wird ebenfalls die in dieser Arbeit verwendete ARDL-Methode durch MicroFit5.5⁶ durchgeführt. Es werden verschiedene Modelle analysiert, welche aufbauend auf einem Basismodell, das den Energieverbrauch als Funktion des Energiepreises und der privaten Konsumausgaben, als Proxy für das Einkommen. Es werden weitere Parameter, wie Treibstoffintensität, Preisänderungen und auch der Rebound-Effekt aufgrund von geringerem Verbrauch und dem Wechsel zu Diesel als Treibstoff eingeführt. Die Analyse in ihrer Arbeit lässt sie zu der Empfehlung kommen, dass technische Standards alleine nur bedingt Erfolg haben. Es sollten gleichzeitig auch die Treibstoffsteuern erhöht werden, um den starken Rebound-Effekt abzuschwächen.

Hondroyanis (2004)⁷ untersuchte in seiner Arbeit den häuslichen Bedarf an Elektrizität in Griechenland. Mit einer Nachfragefunktion, die sich aus dem Einkommen, dem Preis und dem Wetter zusammensetzt, beschreibt er den häuslichen Elektrizitätsbedarf. Die abhängige und unabhängigen Variablen werden in ein doppelt-logarithmisches Model eingebunden, wobei das Einkommen als reales Bruttoinlandsprodukt, der Preis als realer Preis pro Kilowattstunde und das Wetter als populationsgewichtete mittlere monatliche Temperatur abbildet. Das Ergebnis seiner Analyse ist, dass in der Langzeitbetrachtung das Einkommen einen positiven, der Preis und das Wetter einen negativen Koeffizienten für den Stromverbrauch aufweisen. In der Kurzzeitbetrachtung - mittels Fehlerkorrekturmodell - fand er einen unelastischen Einkommensbeitrag, keine Abhängigkeit des Preises und keinen Einfluss des Wetters. Preisänderungen sind nach seinen Erkenntnissen ein effektives Instrument, um den Elektrizitätsverbrauch langfristig zu steuern, in der kurzfristigen Betrachtung hat dies keinen Einfluss. Aufgrund des hohen Einkommenseinflusses erwartet er einen stark steigenden Elektrizitätsverbrauch.

Salari und Javid (2016)⁸ untersuchen den häuslichen Energiebedarf in den USA mittels statischen und dynamischen Panel-Daten-Analysen. In dieser Arbeit werden sieben Variablen zur Beschreibung des Elektrizitäts- und Gasverbrauchs herangezogen. Diese beschreibenden Variablen sind: das

⁵ vgl. Ajanovic und Haas, 2012

⁶ Pesaran, Pesaran, Microfit

⁷ vgl. Hondroyanis, 2004

⁸ vgl. Salari und Javid, 2016

Einkommen pro Kopf, die durchschnittliche Haushaltsgröße, das Bildungslevel - Prozent über High-School-Level, der durchschnittliche Preis, das Gebäudealter, die Heiz- und Kühlgradtage. Es zeigt sich für die statische Analyse ein positiver Einfluss von drei Variablen - Einkommen, Heiz- und Kühlgradtage - auf den Elektrizitätsverbrauch. Die Haushaltsgröße, das Gebäudealter und der Preis haben negativen Einfluss. Für die statische Analyse des Gasverbrauchs zeigt sich ein positiver Koeffizient der Heizgradtage und negative Koeffizienten für Haushaltsgröße, Ausbildungsgrad und Preis. Die dynamische Elektrizitätsbedarfsanalyse zeigt Signifikanz der verzögerten abhängigen Variable. Hier zeigen sich positive Koeffizienten für das Einkommen, die Heiz- und Kühlgradtage und negative Koeffizienten für Haushaltsgröße und Preis. Der Gasverbrauch zeigt in der dynamischen Panel-Daten-Analyse positive Effekte des Einkommens, der Heiz- und Kühlgradtage sowie negativen Einfluss des Ausbildungsgrades und des Bildungsalters. Die Arbeit zeigt, dass mit Hilfe von Preispolitik der Elektrizitätsverbrauch gesteuert werden kann. Der Gasverbrauch kann hingegen über den Faktor des Gebäudealters am besten durch politische Maßnahmen gesteuert werden. Aufgrund dieser beiden Findungen werden Szenarien berechnet, um das Einsparungspotential zu zeigen.

In dieser Arbeit werden die beschriebenen Ansätze um einen zeitlichen Aspekt erweitert. Es wird mittels zweier verschiedener Methoden versucht eine zeitliche Änderung der Elastizitäten, welche den Elektrizitätsverbrauch der ausgewählten OECD-Länder beschreiben, festzustellen. Durch eine Panel-Daten-Analyse werden Untersuchungen hinsichtlich signifikanter Unterschiede in den beschreibenden Variablen zwischen diesen Ländern durchgeführt.

3. Daten

In diesem Kapitel werden die Daten, die für die aufgestellten Hypothesen benötigt werden diskutiert. Sie werden grafisch dargestellt und die Besonderheiten der einzelnen Länder beschrieben. Die entsprechenden Quellen und für die in Kapitel 5 durchgeführten Berechnungen notwendige Umformungen werden dokumentiert.

Die Länder wurden nach unterschiedlichen Aspekten ausgewählt. Es wurden zum einen OECD-Länder herangezogen mit großem wirtschaftlichem Einfluss - europa- und weltweit. Auch die unterschiedliche geographische Lage wurde berücksichtigt, um klimatische Einflüsse untersuchen zu können. Die USA wurden aufgrund ihrer großen Rolle in der Weltwirtschaft gewählt, dies gilt auch für Japan, wobei der Einfluss im Vergleich zu den Jahren vor 1990 abnahm, was sich im gesamten Stromverbrauch widerspiegelt (siehe Kapitel 3.1.2). Mit Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien wurden einige der größten Länder Europas in die Analyse mit einbezogen. Österreich wurde als zentraleuropäischer Vertreter mit geringerem wirtschaftlichem Einfluss und - im Vergleich zu den restlichen europäischen Ländern - der zweit höchsten Anzahl an Heizgradtagen in die Analyse mit einbezogen. Finnland wurde unter ähnlichen Aspekt wie Österreich in die Arbeit integriert, also um etwas kleinere Länder und auch kühlere klimatische Einflüsse in der Analyse betrachten zu können. Wärmere Regionen sind mit den südlichen europäischen Ländern Spanien und Italien vertreten.

3.1 Stromverbrauch

Der Stromverbrauch wird in dieser Arbeit durch die TFC (Total Final Consumption) abgebildet und ist die Nachfrage an Elektrizität, die für verschiedene Anwendungen benötigt wird. Die entsprechenden Daten stammen von der IEA⁹. Der Stromverbrauch unterscheidet sich von der gesamten Primärenergieversorgung lediglich durch die Verluste (Transport- und Energieumwandlungsverluste). Für die Fragestellung dieser Arbeit ist der TFC aller Sektoren wichtig. Für die Beschreibung des Gesamtverbrauchs wird ein gewichteter Preis eingeführt, der stellvertretend für die vier Bereiche - Industrie, Transport, Service und Haushalt - steht. Da der Stromverbrauch in vielen Ländern zu einem Großteil in der Industrie und in privaten Haushalten verbraucht wird, wird dieser gewichtete Preis damit abgebildet. Dieses Kapitel gliedert sich darum in drei Teile - gesamter und industrieller Stromverbrauch, sowie die Stromnachfrage der privaten Haushalte -, die in den folgenden Punkten besprochen werden.

⁹ International Energy Agency, 1978-2014: World Energy Balances 2016, 2015: www.iea.org

Bevor die einzelnen Sektoren und der gesamte TFC analysiert werden, wird noch auf Abbildung 3.1 eingegangen. Sie zeigt, das Verbrauchsverhältnis von Haushalts- zu Industrie-Verbrauchern. Die Gerade durch den Wert 1 bildet also die Grenze zwischen stärkerem Haushaltsbedarf und Industriebedarf. Liegt eine Kurve über diesem Wert, sind die Bezüge in privaten Haushalten größer als in der Industrie. Dies ist in nur drei Ländern der Fall. Am deutlichsten ist dies in den USA zu beobachten, die bis etwa 2000 ausbalanciert sind und danach einen deutlich höhere Nachfrage der Haushalte aufweisen. In Frankreich steigt dieser Quotient durchgehend - mit kleinen Ausreißern - an. In Spanien ist gegen Ende des Beobachtungszeitraums ebenfalls eine kurzzeitige Überschreitung dieser Grenze zu erkennen. Tendenziell wandern alle Länder - bis auf Österreich und Deutschland - mehr oder weniger stark gegen diesen markanten Punkt. Die beiden Ausreißer bleiben auf einem etwa konstanten Wert, mit einer Ausnahme von den Jahren 1980 bis 1987 in Österreich.

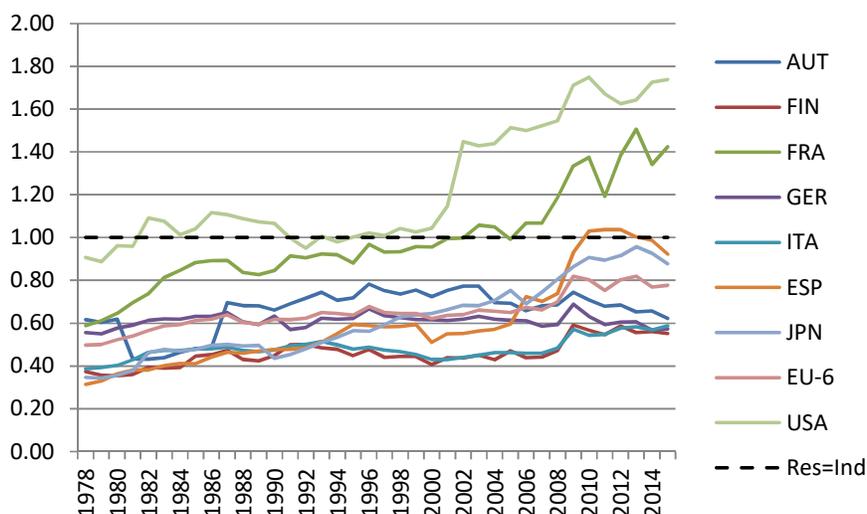


Abbildung 3.1: Quotient zwischen privatem Haushalts- und Industrie-Elektrizitätsverbrauch (EU-6 (kumuliert))

3.1.1 Gesamter Stromverbrauch

Der gesamte Stromverbrauch der beobachteten Länder steigt in den ersten beiden Drittel des Beobachtungszeitraumes mehr oder weniger stark an. Danach lässt sich in fast allen Ländern eine Abflachung der Kurve, in einigen Ländern wie etwa Spanien ist sogar ein Rückgang, erkennen. In den meisten Beobachtungen ist im Jahr 2009 ein kleiner Einbruch in der Nachfrage festzustellen, dies könnte an den Folgen des Börsen-Crashes liegen und einhergehend auf einen Rückgang der

Produktion zurückzuführen sein. Eine genauere Betrachtung der Sektoren ist notwendig, um die Ursache dieser Effekte herauszufiltern.

Abbildung 3.2 zeigt, dass die USA die mit Abstand - zu berücksichtigen ist hier, dass die USA und EU-6 - dies ist der kumulierte Verbrauch der sechs europäischen Länder dieser Arbeit - auf der Sekundärachse aufgetragen wurden - größten Verbraucher sind. Danach folgt Japan, welches auch einen essenziellen Unterschied zu den in Europa wirtschaftsstärksten Ländern - Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien - aufweist. Die beiden kleinsten Vertreter in dieser Arbeit - Österreich und Finnland - liegen unter der 100TWh/a-Marke und zeigen in dieser Grafik die Verläufe mit den kleinsten Steigungen.

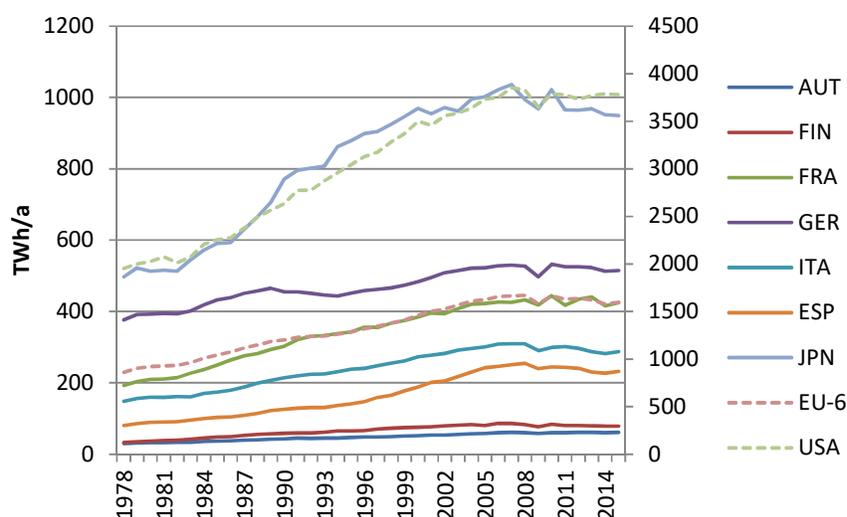


Abbildung 3.2: Gesamter Stromverbrauch der untersuchten Länder in TWh pro Jahr (USA und EU-6 (kumuliert) auf Sekundärachse (rechts))

Eine normierte Darstellung - Quotient aus Stromverbrauch im betrachteten Jahr und Stromverbrauch im Jahr 1978 - lässt hier die Entwicklung besser gegenüberstellen, da der Effekt der Größenordnung dabei herausgefiltert wird. Diese normierte Größe ist in Abbildung 3.3 dargestellt. Hier wird erkennbar, dass die größte Verbrauchssteigerung des Verbrauchs in Spanien erfolgte. Der Peak liegt hier etwa beim 4-fachen Wert von 1978, ist seit 2009 jedoch rückgängig. Hervorzuheben ist hier auch Deutschland, wo der Verbrauch auf nicht ganz 150% des Startwertes anstieg, damit liegt Deutschland am unteren Ende der Länderreihung. Dies kann am hohen Industrialisierungsgrad am Beginn der Untersuchung liegen, oder an effizienten Technologien, die hier eingesetzt wurden. Ein weiterer wichtiger Einflussfaktor ist die Bevölkerungsgröße, die sich eher im privaten Bezug bemerkbar macht.

Die restlichen Länder verdoppeln - Finnland liegt hier bei etwa 2,5 und liegt somit über diesem Wert - ihren gesamten elektrischen Verbrauch seit Beginn der Beobachtung.

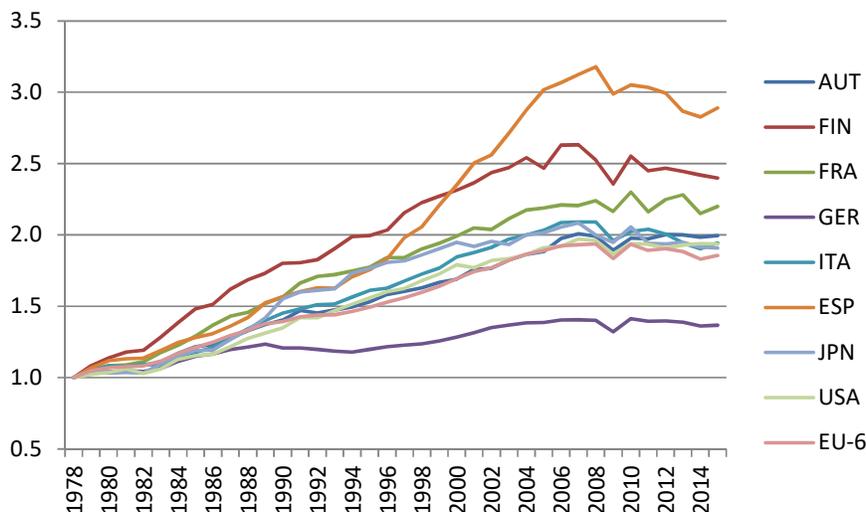


Abbildung 3.3: Bezogener gesamter Stromverbrauch der aufgelisteten Länder (Betrachtungsjahr zu Bezugsjahr (1978), EU-6: kumuliert)

3.1.2 Industrieller Stromverbrauch

Die Charakteristik der Entwicklung des Verbrauchs in Abbildung 3.4 aus dem Industrie-Sektor ähnelt in den meisten Fällen jener des gesamten TFC-Verlaufs. Da der Industrie-Sektor einer der größten Verbraucher für Strom ist und somit einen Hauptanteil für die Elektrizitätsnachfrage liefert, war dies zu erwarten. Der Rückgang des Verbrauchs in vielen dieser Länder, ab etwa Mitte der 2000er Jahre, zeigt sich ebenso wie der kurzzeitige Einbruch des Verbrauchs im Jahr 2009.

Einen deutlichen Unterschied erkennt man in Japan. In den 1950er bis 1970er Jahren erfuhr es einen großen Aufschwung der Wirtschaft und wurde zu einer der größten Wirtschaftsmächte der Welt. Dies gelang durch den raschen Wiederaufbau der zerstörten Industrie nach dem zweiten Weltkrieg und durch Importe und Verbesserung und Einsatz von Know-How. Die erste Ölkrise 1973 und das Platzen der Blase am Börsen- und Immobilienmarkt der Wirtschaftssupermacht führten zu einem

Stopp dieses Aufwärtstrends. Die Regierung hält seit 1992 mit Konjunkturprogrammen gegen diese Depression¹⁰.

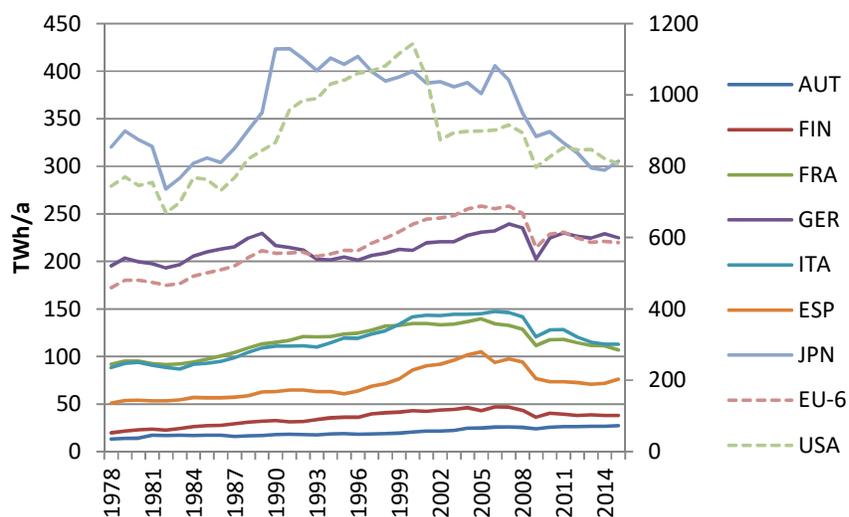


Abbildung 3.4: Gesamter Stromverbrauch des Industrie-Sektors der aufgelisteten Länder in TWh pro Jahr (US und EU-6 auf Sekundärachse (rechts), EU-6: kumuliert)

Der Ölpreisschock 1979/1980 - kurzzeitige Erhöhung der Rohölpreise - hatte weniger starke Auswirkungen als der erste Ölpreisschock 1973, führte aber dennoch zu Rezessionen. Die zweite Ölkrise wurde durch den Ausfall und die Unsicherheit der Versorgung durch Öl verursacht. Diese beiden Faktoren hatten ihren Ursprung in der Revolution im Iran und dem daraus folgenden Ersten Golfkrieg¹¹. Die Folgen der Preisschwankungen sind in Abbildung 3.4 in Deutschland, Japan und den USA zu erkennen.

Lange nach dem Ölpreisschock erreichte die USA einen Wendepunkt. Im Jahr 2000, mit dem Platzen der Internetblase (Dotcom-Blase), bzw. der „New Economy Bubble“ fiel auch der Stromverbrauch bis 2002 auf knapp 80% zurück. Gefolgt von den Terroranschlägen des 11. Septembers 2001 betrieb die US-Notenbank eine expansive Geldpolitik um die Erholung des Wirtschaftswachstums anzukurbeln und die Arbeitslosigkeit in den vereinigten Staaten zu senken. Erst 2004 begann eine zögerliche Zinsanhebung, um auch die unterschätzte Krise am Immobilienmarkt zu stabilisieren. Mit dem Immobilienboom ging auch eine Vermögenssteigerung im privaten Sektor einher, das wiederum den

¹⁰ vgl. Hassel

¹¹ Academic

Verbrauch und das Wirtschaftswachstum begünstigte. Es folgte allerdings eine gravierende private Verschuldung, die 2007 im Vergleich zum verfügbaren Einkommen bei über 130 Prozent lag¹².

Unvermeidlich kam es zu einer weltweiten Wirtschaftskrise, die ersichtlich in allen Ländern einen markanten Einbruch um 2008 darstellt. Die amerikanische Immobilien-Krise als Auslöser für weitere Staatsschuldenkrisen, wie in Griechenland und Finanzkrisen am europäischen Markt beeinträchtigen massiv den Verbrauch, industriell als auch privat. Trotz aller Aufschwungsprognosen ist die Risikobereitschaft neuer Investitionen gering und somit erholt sich das System nur langsam¹³.

Ein Blick auf Abbildung 3.5 zeigt wie schon im vorangegangenen Kapitel den normierten Verlauf des TFC - hier nur im Industrie-Sektor. Interessant ist hier die Entwicklung in den EU-Ländern und den USA, da diese mitunter stark rückläufig sind. In den USA war der Höhepunkt des industriellen Verbrauchs zur Jahrtausendwende. Danach ging dieser rapide zurück und endet bei einem Wert von 1,08 - also nicht ganz 10% des Basisjahres. In den großen Ländern aus dem EU-6-Pool ist dieses Verhalten um eine halbe Dekade verschoben, wobei hier Deutschland ausgenommen ist. In diesen vier Ländern - Frankreich, Italien, Deutschland und Spanien - ist generell ein niedriger Zuwachs an Elektrizitätsverbrauch im beobachteten Zeitraum festzustellen. Besonders hervorzuheben ist Japan, da der Verbrauch in der Industrie unter dem Wert im Bezugsjahr 1978 liegt.

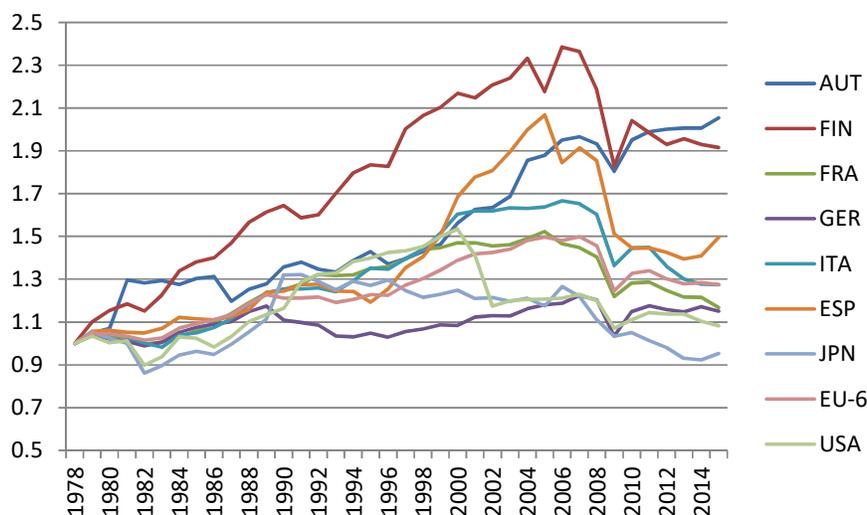


Abbildung 3.5: Bezogener gesamter Stromverbrauch des Industrie-Sektors der untersuchten Länder (Betrachtungsjahr zu Bezugsjahr (1978), EU-6: kumuliert)

¹² vgl. Mildner

¹³ vgl. Rexer

3.1.3 Stromverbrauch der privaten Haushalte

Die USA sind auch in diesem Sektor jener Staat mit dem höchsten Energieverbrauch. Der Startwert und auch der Zuwachs in TWh/a sind hier am größten. Auf der Sekundärachse ist - neben den USA - auch der Verbund der EU-6-Länder aufgetragen, welcher einen weitaus flacheren Verlauf zeigt, als die USA. Die Form ist ähnlich wie in den USA - stagnierend bzw. rückgängig.

Ein Vergleich der Länder auf der Primärachse zeigt den stärksten Anstieg in Japan gefolgt von Frankreich, Italien und Spanien. In Deutschland stieg der Stromverbrauch anfangs stark an und erfuhr nach einem kurzen Rückgang keinen weiteren bemerkenswerten Zuwachs.

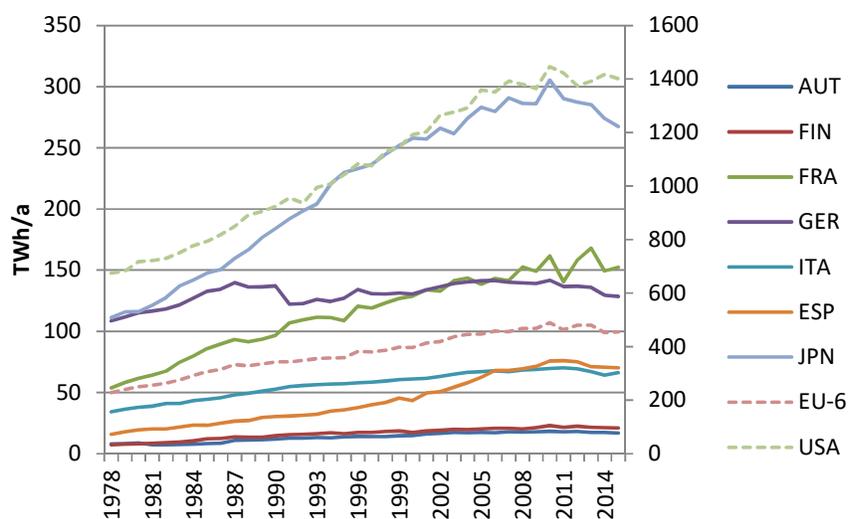


Abbildung 3.6: Gesamter Stromverbrauch der privaten Haushalte der untersuchten Länder in TWh pro Jahr (US und EU-6 (kumuliert) auf Sekundärachse (rechts))

Abbildung 3.7 zeigt die massivste Zunahme - von etwas über dem 4,5-fachen Stromverbrauch des Basisjahres - in Spanien auf. Der Verlauf ist seit diesem Peak im Jahr 2011 jedoch rückläufig. Hervorzuheben ist noch Deutschland, welches über den gesamten Bereich nur einen maximalen Wert von etwa 1,3 über dem Anfangswert aufweist. Weiterhin ist der Verlauf tendenziell sinkend, wenn auch nicht sehr stark. Die weiteren Länder liegen beim Endwert in einem Bereich von 2 bis 2,8 und weisen auch einen ähnlichen Verlauf auf.

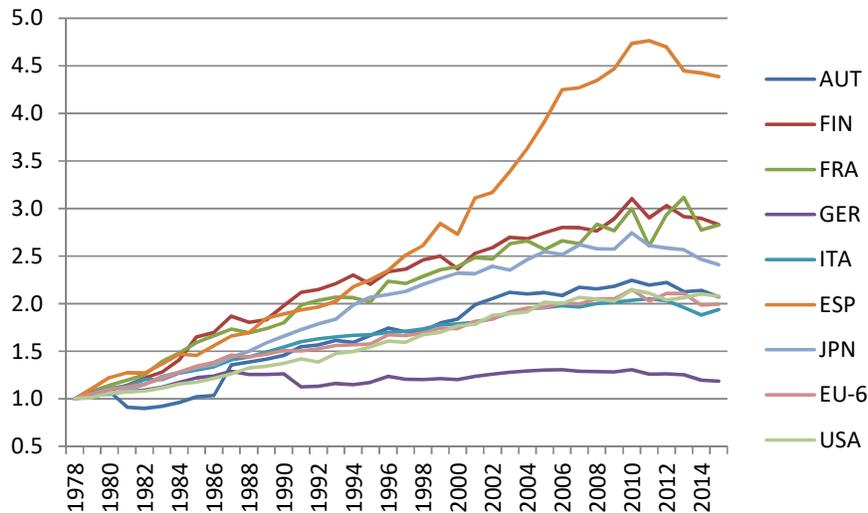


Abbildung 3.7: Bezogener gesamter Stromverbrauch der privaten Haushalte der untersuchten Länder (Betrachtungsjahr zu Bezugsjahr (1978), EU-6: kumuliert)

3.2 Strompreis

Wie im vorigen Kapitel erwähnt, wird für die Berechnung ein gewichteter Preis aus Industrie und Haushalten gebildet. Dieser liefert aufgrund der hohen Anteile der beiden herangezogenen Sektoren am gesamten Stromverbrauch eine gute Abschätzung für die Preise der einzelnen Sektoren im jeweiligen Land. Es werden für die Berechnung jeweils die realen Werte der Landeswährungen verwendet. Die Daten stammen, wie schon der Verbrauch, von der IEA¹⁴.

3.2.1 Industriestrompreis

Abbildung 3.8 zeigt die Entwicklung der Endkundenpreise für den Industriesektor. Einen markanten Verlauf zeigt der Preis für Italien, welcher bis Ende der 1990er Jahre auf einem konstanten Level liegt und danach einen deutlichen Anstieg aufweist. Der Tarif für die Industrie ist hier mit Abstand am größten - Umrechnungen zwischen Euro und USD werden hier nicht berücksichtigt, da sie in den üblichen Umrechnungsbereichen diese Differenz nicht kompensieren würden. Ähnlich hohe Preise sind gegen Ende in Japan festzustellen, wobei mit einem durchschnittlichen Wechselkurs von 134 im Jahr 2015¹⁵ der Preis in Japan ungefähr 145€/MWh betrug. In Frankreich ist ein ähnliches Verhalten festzustellen, welches jedoch später einsetzt. Interessant sind noch die ab Mitte der 80er Jahre tendenziell fallenden Kosten in den USA und die stark schwankenden Kurven in Spanien und

¹⁴ International Energy Agency, Energy Prices and Taxes 2016

¹⁵ OANDA

Deutschland. Diese beiden Kurven zeigen ebenso ähnliche Wendepunkte. In Österreich ist eine kurzfristige Senke im Verlauf zwischen den Jahren 1997 und 2004 zu erkennen. Diese zwei Punkte unterteilen die Kosten in drei Segmente, in denen die Preise auf ungefähr gleichem Niveau bleiben. Auf der Sekundärachse ist der Preis für Japan aufgetragen (USA wurde auf der Primärachse aufgetragen aufgrund der ähnlichen Größenordnung zwischen € und USD). Dieser weist zu Beginn und gegen Schluss der Zeitreihe starke Anstiege auf, dazwischen fällt er etwas schwächer ab.

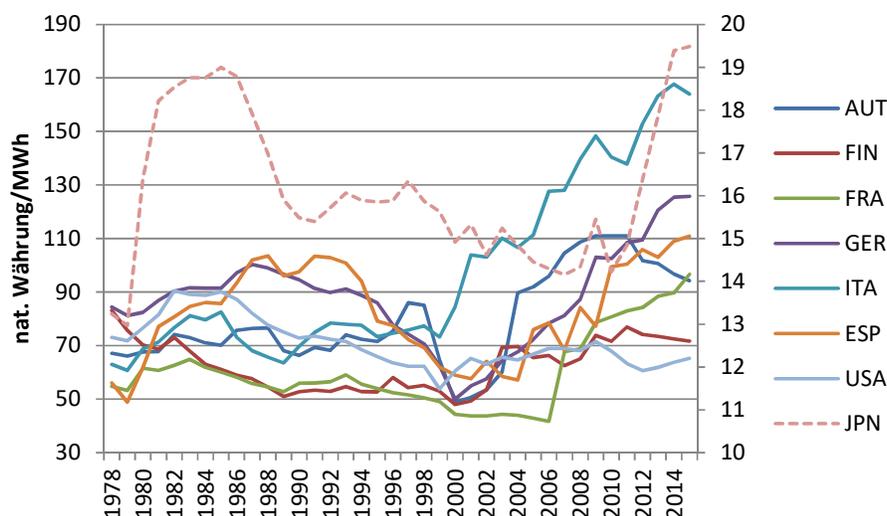


Abbildung 3.8: Reale Industriestrompreise in nationalen Währungen pro MWh (Primärachse: europäische Länder und USA in Euro bzw. US-Dollar pro MWh, Sekundärachse: Japan in tausend Yen pro MWh, 2010)

Da für Italien im Bezugsjahr 2010 keine Preise von der IEA zur Verfügung standen, wurden die Daten von EUROSTAT bezogen. Da große Ähnlichkeit im TFC des Industrie-Sektors zwischen Frankreich und Italien besteht, wurde jener Preis für Italien aus der EUROSTAT-Datenbank¹⁶ gewählt, worin die Verbrauchergruppe am besten an Frankreich angenähert ist. Diese Verbrauchergruppe unterteilt die nicht-Haushaltskunden in 7 Gruppen mit unterschiedlichem jährlichem Verbrauch. Dieser Vergleich zeigte die beste Annäherung für die Gruppen-Identifikation (ID) mit einem jährlichen Verbrauch von 2GWh bis 20GWh. Der gemittelte Preis mit Steuern liegt bei 140,4 €/MWh. Die Abweichung zwischen den IEA und EUROSTAT Daten für Frankreich liegt bei ungefähr 3%. Die Logarithmus Operation und die Mittelung verringern den Einfluss dieser Abweichung weiter. Somit wird das Ergebnis der Regressionen, nicht zu stark beeinflusst um die Fragestellung dieser Arbeit korrekt beantworten zu

¹⁶ Statisches Amt der Europäischen Union, Preise Elektrizität für Nichthaushaltskunde, ab 2007 - halbjährliche Daten

können. Vor allem, da die Steigung durch die in den IEA-Daten gegebenen Preis-Indizes enthalten ist und der Offset der Modelle diese Level-Ungenauigkeit abfängt.

3.2.2 Privater Haushaltsstrompreis

Im privaten Bereich hebt sich Deutschland gegen Ende, der sich so deutlich von der Masse ab, ähnlich wie Italien im vorigen Kapitel. Die Charakteristiken entsprechen jenen, aus dem Industrie-Abschnitt, liegen jedoch auf einem unterschiedlichen Wert. Pauschal kann man sagen, dass die Haushaltspreise, wie zu erwarten, höher sind als jene für Großkunden. Interessant ist hier noch, dass in Österreich, Frankreich, Japan und den USA der Preis 2015 unter jenem von 1978 liegt. Auch wenn am Ende wieder ein Anstieg bemerkbar ist, ist der Trend über den gesamten Bereich fallend.

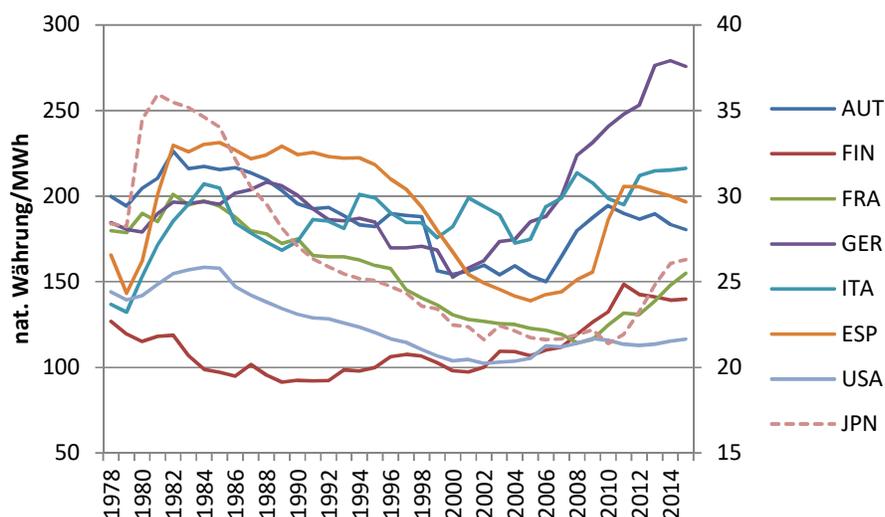


Abbildung 3.9: Reale Haushaltsstrompreise in nationalen Währungen pro MWh (Primärachse: europäische Länder und USA in Euro bzw. US-Dollar pro MWh, Sekundärachse: Japan in tausend Yen pro MWh, 2010)

3.2.3 Gewichteter Strompreis

Die gewichteten Preise, wurden mittels der Nachfragemengen der beiden zuvor besprochenen Sektoren gebildet. Der Abschnitt über die TFC zeigt, dass in den meisten Fällen der Industrie-Sektor die ausschlaggebende Größe für den Stromverbrauch bildet. Da auch die Charakteristiken zwischen den Preisverläufen stark korrelieren, zeigen die gewichteten Preise ein Muster, welches bereits aus

den vorangegangenen Beschreibungen bekannt ist. Lediglich das Preisniveau wird hierdurch verschoben.

Abbildung 3.10 zeigt, dass in nur wenigen Ländern die privaten Haushalte das stärkere Gewicht in dieser Berechnung bildet.

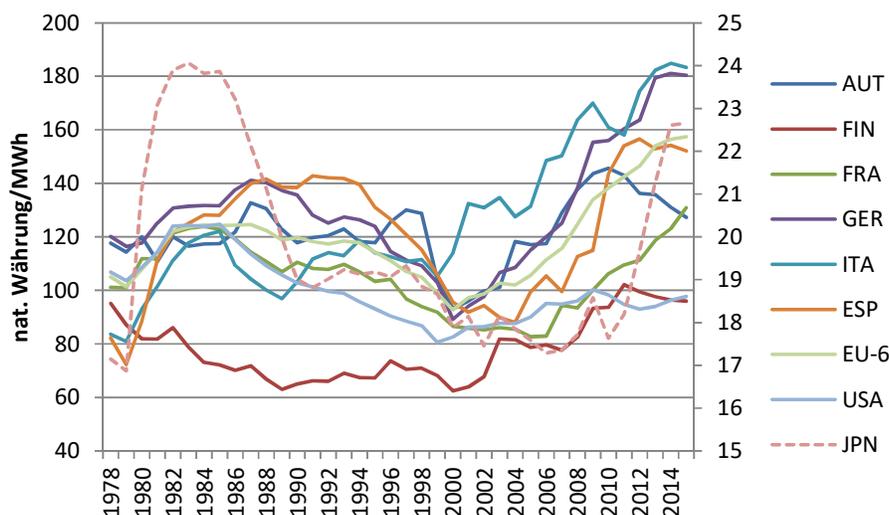


Abbildung 3.10: Gewichtete reale Endkundenpreise in nationalen Währungen pro MWh (Primärachse: europäische Länder und USA in Euro bzw. US-Dollar pro MWh, Sekundärachse: Japan in tausend Yen pro MWh, 2010, EU-6: kumuliert)

3.3 Einkommen

Als Abschätzung für das Einkommen der einzelnen Länder wurden die jeweiligen realen Bruttoinlandsprodukte (BIP, Datenquelle: OECD¹⁷) der Länder herangezogen, da diese für die Beschreibung des gesamten Stromverbrauchs den besten Informationsgehalt, verglichen mit privaten und gesamten Konsumausgaben, liefern. Bei einer Analyse, welche lediglich die privaten Haushalte beinhaltet, würden die privaten Konsumausgaben einen besseren Bezug bilden, da nur der private Sektor in diese Wirtschaftsgröße einfließt.

Abbildung 3.11 zeigt das reale BIP in Milliarden Euro der beobachteten Länder. Das kumulierte BIP ist für die bessere Lesbarkeit auf der Sekundärachse aufgetragen. Bis auf zwei Ausnahmen - Italien und Spanien - steigt das Bruttoinlandsprodukt in allen Ländern durchgehend an, vereinzelte Jahre sind hier ausgenommen. In Spanien und Italien beginnt das BIP ab der Mitte der ersten Dekade des 21.

¹⁷ Organisation for Economic Co-operation and Development, National Accounts, stats.oecd.org

Jahrhunderts zu sinken und erfährt erst gegen Ende einen leichten Aufschwung. Alle Länder zeigen einen kurzen Einbruch um das Jahr 2009, was auf die in Kapitel 3.1.2 beschriebene weltwirtschaftliche Entwicklung zurückzuführen ist.

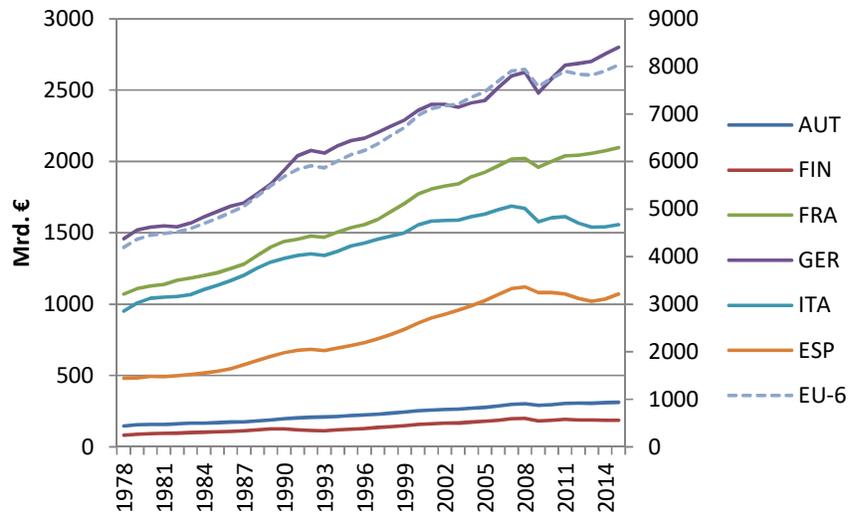


Abbildung 3.11: Reales BIP der EU-Länder in Milliarden € (Sekundärachse: EU-6 (kumuliert), 2010)

Abbildung 3.12 zeigt die Entwicklung des BIP in den USA und Japan. Es ist zu erkennen, dass das BIP in den vereinigten Staaten und Japan um das Jahr 2009 einen bereits bekannten Einbruch zeigt, im Vergleich zu allen anderen Ländern, am steilsten anstieg. In Japan ist eine Abflachung der Kurve festzustellen, welche Anfang der 1990er Jahre begann. Dies dürfte auf den bereits festgestellten Rückgang des Wirtschaftswachstums zurückzuführen sein.

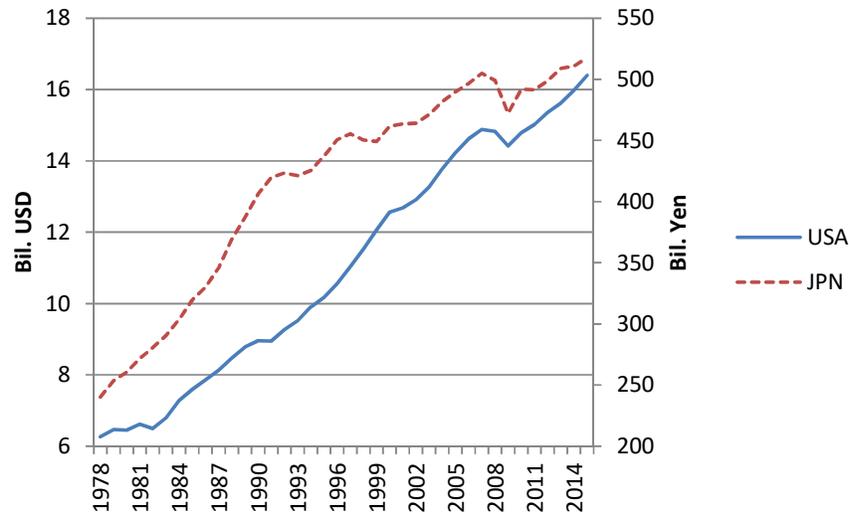


Abbildung 3.12: Reales BIP der USA und Japan in Billionen USD (2009) und Billionen Yen (2011)

3.4 Heizgradtage

Der letzte Parameter, der in dieser Arbeit zur Beschreibung des Stromverbrauchs verwendet wird, sind die Heizgradtage der jeweiligen Länder. Sie sollen den Einfluss des Klimas auf den Elektrizitätsverbrauch zeigen. Die Daten der europäischen Länder stammen von der EUROSTAT¹⁸, die der USA von der EPA¹⁹ und jene für Japan aus dem EDMC-Handbuch Japans und Welt Energie- und Wirtschaftsstatistik²⁰. Zu beachten ist hier, dass die HDD für Europa, die USA und Japan für unterschiedliche Referenztemperaturen berechnet wurden. Basis für die EU sind 15°C, die USA wurden für 65°F also 18,3°C berechnet. Die Daten für Japan sind populationsgewichtete Heizgradtage bei einer Referenztemperatur von 14°C. Die Gewichtung erfolgte mit den Einwohnerzahlen der Städte: Sapporo, Sendai, Tokyo, Toyama, Nagoya, Osaka, Hiroshima, Takamatsu und Fukuoka. Da Die Änderungen der Größen für die Berechnung wichtig sind, sollte diese Tatsache keinen gravierenden Einfluss auf die Berechnungen der einzelnen Länder haben.

Abbildung 3.13 zeigt die Entwicklung der Heizgradtage im Beobachtungszeitraum. Die klimatische Entwicklung der letzten Jahrzehnte hat zu folge, dass in allen Ländern die durchschnittlichen jährlichen HDD gesunken sind. Finnland liegt hier als nördlichstes Land mit der größten Anzahl an

¹⁸ Statisches Amt der Europäischen Union, Heizgradtage und Kühlgradtage nach Land - jährliche Daten

¹⁹ U.S. Environmental Protection Agency

²⁰ Energy Conservation Center, Japan, 2017, S. 104-105

Heizgradtage oben auf. Danach folgen die Vereinigten Staaten, wobei hier auch die unterschiedlichen Referenztemperaturen zu berücksichtigen sind. Je niedriger die Temperatur liegt, desto häufiger wird sie überschritten und somit zur Summenbildung der Heizgradtagberechnung herangezogen. Japan liegt hier am unteren Ende der Skala

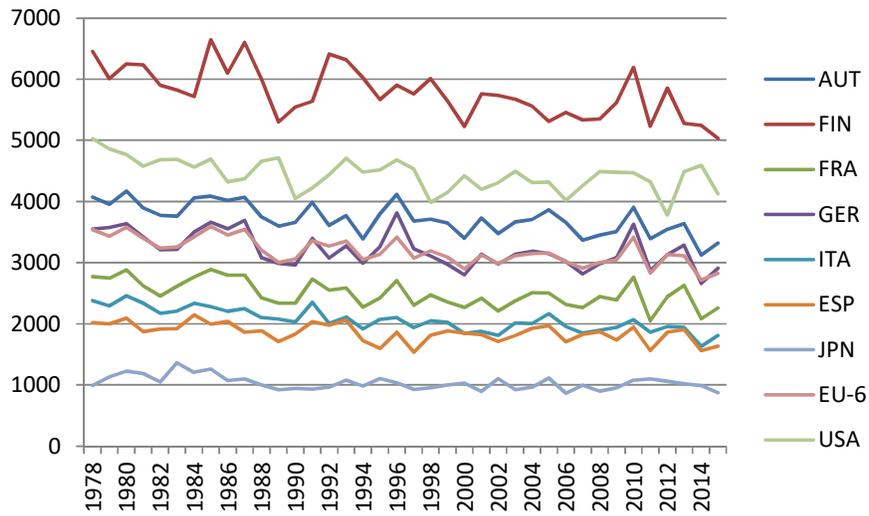


Abbildung 3.13: Heizgradtage der ausgewählten OECD-Länder

4. Methode

In diesem Kapitel wird die in dieser Arbeit angewandte Methode genauer beschrieben. Grundsätzlich wird mit einer recht einfachen Methode begonnen und die Komplexität sukzessive gesteigert. Begonnen wird mit einer simplen kleinsten Quadrate Methode (KQ, OLS...Ordinary Least Square), um die gesuchten Koeffizienten zu schätzen.

Im zweiten Schritt wird ein statisches Lag eingeführt. Das sogenannte Koyck-Lag, wird eingeführt, um die im vorigen Punkt berechneten Parameter in kurzfristige und langfristige unterteilen zu können und herauszufinden, wie stark der jeweilige Einfluss in den Phasen ist. Das Koyck-Lag wird gebildet, indem die verzögerte abhängige Variable als beschreibende Größe in das OLS-Modell implementiert wird.

Danach wird das optimale Modell unter den gegebenen Voraussetzungen gesucht, in dem die AutoRegressive-Distributed-Lag (ARDL-)Methode angewandt wird. Hier kann für jede beschreibende und auch abhängige Variable ein geeigneter Verzögerungsgrad gesucht werden - dies ist ein Vorteil gegenüber der Koyck-Methode.

Als letzter Schritt wird das Verhalten der Variablen über die Zeit untersucht. Dafür wird die Rolling-Regression-Methode in MicroFit verwendet. Dabei werden über eine definierte Länge eines Unterabschnitts, Regressionen durchgeführt und für jedes dieser Sub-Samples die Koeffizienten berechnet. Dadurch lassen sich Schwankungen im Zeitbereich visuell darstellen und interpretieren.

Entsprechende Kriterien, um die Güte der Modelle in jedem der oben genannten Schritte festzustellen, werden mit Hilfe statistischer und theoretischer Kriterien überprüft.

In einem ersten Durchgang werden die Modelle ohne Heizgradtage berechnet. Es wird zunächst überprüft, ob Preis, Einkommen und im betreffenden Abschnitt der Lag-Operator signifikant sind. Parameter, die die Nullhypothese nicht ablehnen, werden aus dem Entsprechenden Modell eliminiert und eine Neuberechnung wird vollzogen. Danach wird der Einkommenseinfluss in eine statische β und eine dynamische $\beta_1 t$ Komponente zerteilt. Dafür wird ein Zeit-Trend t in die Berechnung mit einbezogen. Die Aufspaltung lautet wie folgt und betrifft die Analyse in Kapitel 5.10:

$$\beta_t = \beta + \beta_1 t \tag{4.1}$$

Findet man einen Einkommenskoeffizienten für den zeitabhängigen Teil der Gleichung, kann man feststellen, ob die Einkommenselastizität über die Zeit zu- oder abnimmt, oder auch konstant bleibt. Sollte eine Änderung vorliegen, wird dies mit Hilfe von wirtschaftlichen oder politischen Ereignissen versucht zu begründen.

Sind diese Punkte für alle vier Schritte durchgeführt, werden die Modelle erneut mit eingefügten HDD berechnet. Hierbei sollten sich die Parameter für Preis und Einkommen nicht zu stark von der ursprünglichen Berechnung unterscheiden.

Diese insgesamt acht Analysen werden zuerst für einzelne Länder berechnet. Im Anschluss wird eine länderspezifische Dummy-Variable eingeführt, um essenzielle Unterschiede im Stromverbrauch zwischen den untersuchten Ländern feststellen zu können. Um nicht nur die Konstante sondern auch die Steigungsunterschiede beobachten zu können wird zusätzlich eine sogenannte Interaktions-Dummy-Variable eingebracht. Dies ist eine einfache Multiplikation der Länder-Dummy-Variable mit der entsprechenden beschreibenden Variable, deren Steigung in der Panelanalyse berechnet werden soll. Es wird also eine Least-Square-Dummy-Variable (LSDV)-Panel-Analyse durchgeführt, welche individuenspezifische Konstanten und Steigungen berechnet.

4.1 OLS-Berechnung

Die folgende Theorie stammt aus: Time Series Econometrics using Microfit 5.0: A User's Manual, by Bahram Pesaran and M. Hashem Pesaran, 2009, Oxford University Press.

Die Berechnungen, die mit dieser Methode durchgeführt werden, schätzen ein lineares Modell der Form:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + u_t \tag{4.2}$$

mit der abhängigen Variable y_t , den beschreibenden Variablen x_{it} und dem Fehlerterm u_t . Hierbei wird für die Berechnung der Regressionskoeffizienten β_i die quadrierte Summe der Residuen u_t minimiert - ($\min (\sum_{i=1}^k u_t^2)$).

In Matrix-Form ergibt sich:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \tag{4.3}$$

Diese Formulierung führt zur Beschreibung der Fehlerquadratsumme in folgender Beziehung:

$$Q(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{t=1}^n u_t^2 = \mathbf{u}'\mathbf{u} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \tag{4.4}$$

Durch Ableiten nach dem jeweils gesuchten Parameter $\boldsymbol{\beta}$ und der Bedingung für das Minimum, das diese Gleichung gleich Null ist, ergeben sich mit:

$$\frac{dQ(\boldsymbol{\beta})}{d\boldsymbol{\beta}} = -2\mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) = 0 \tag{4.5}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \tag{4.6}$$

die gesuchten Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}$

Es werden hierbei speziell die Annahmen der Homoskedastizität (Lagrange Multiplier Test der Heteroskedastizität)²¹ und der seriellen Korrelation (Godfrey, Lagrange Multiplier Test)²² der Residuen mit Hilfe der in MicroFit5.5 implementierten Tests überprüft und bei Verletzung der Annahmen entsprechend korrigiert.²³

Liegen also autokorrelierte Fehler vor, wird die MicroFit-Berechnungsoption „AR errors (exact ML)“-Methode gewählt um die Schätzer trotz dieser Annahmeverletzung korrekt zu berechnen - wie in „Mfit5Help - 6.8 AR errors (exact ML) option“ von Pesaran und Pesaran beschrieben.²⁴

Liegen heteroskedastische bzw. heteroskedastische und autokorrelierte Residuen vor, wird mit Hilfe von Newey-West-Schätzer berechnet. Diese sind Heteroskedastizitäts- und Autokorrelations-(HAC)-robust und für deren Gewichtung wurde die Option der gleichen Gewichte gewählt. Dies ist im

²¹ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S445

²² vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S444

²³ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S. 75-79

²⁴ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S. 91-93

Regressionsmenü nach der Berechnung der OLS-Schätzer auszuwählen und ist in „Mfit5Help - 6.22 Standard, White and Newey-West Adjusted Variance Menu“ beschrieben.²⁵

Die Berechnungen in den entsprechenden Berechnungskapiteln beschreiben den Stromverbrauch folgendermaßen:

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) \tag{4.7}$$

bzw.

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) + \Omega * \log(HDD) \tag{4.8}$$

für den zweiten Teil der Berechnungen.

Wobei E dem Stromverbrauch, C der Konstanten, P dem Preis, Y dem Einkommen - in Form des realen BIP - und HDD den Heizgradtagen entsprechen. Es wird ein Doppeltlogarithmisches-Modell gewählt, womit die Koeffizienten den Elastizitäten entsprechen.

4.2 Koyck-Lag

Hier wird der Stromverbrauch im Vergleich zu Kapitel 4.1 um das Lag der erklärende Variable ergänzt:

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) + \lambda * \log(E_{t-1}) \tag{4.9}$$

bzw.

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) + \Omega * \log(HDD) + \lambda * \log(E_{t-1}) \tag{4.10}$$

Der im Vergleich zur OLS-Berechnung (Gleichungen 4.7 und 4.8) neue Parameter ist hier also E_{t-1} und liefert den Lag-Operator λ .

Durch die Erweiterung des einfachen OLS-Modells aus Kapitel 4.1 kann hier der kurzzeitige und langfristige Effekt der einzelnen Erklärenden Variablen separat betrachtet werden. Dies lässt die unterschiedlich starken Einflüsse der beiden zeitlichen Dimensionen bewerten. Die kurzfristigen

²⁵ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S. 113-114

Koeffizienten beschreiben das Verhalten des Stromverbrauchs in Abhängigkeit der entsprechenden Variablen in derselben Periode. Die Langfristigen definieren den Einfluss der entsprechenden Parameter in vorangegangenen Phasen. Durch die Lag-Länge von 1 wird hier also nur das letzte Jahr berücksichtigt.

Die Anpassung der Langzeit-Koeffizienten wird also über den Lag-Operator festgelegt. Der Effekt einer Änderung von $\Delta X = 1$ auf ΔY ist mit $\lambda^t \beta$ gegeben. Also in der Periode $t = \beta$, $t + 1 = \lambda\beta$, usw. Daraus folgt der Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigen Koeffizienten ist also über folgende Gleichung definiert²⁶:

$$X = \frac{x}{1 - \lambda} \tag{4.11}$$

wobei hier X dem Langzeitparameter (A...Preis, B...Einkommen, O...Heizgradtage) und x dem Kurzzeitparameter (α ...Preis, β ...Einkommen, Ω ...Heizgradtage) entsprechen. Je größer also der Anpassungskoeffizient λ ist, desto schneller erfolgt die Anpassung an das Gleichgewicht. Ist λ gleich 0 erfolgt also keine Anpassung, bei λ gleich 1 erfolgt die Anpassung dagegen sofort. Der Wert von λ sollte also zwischen 0 und 1 liegen, wobei Werte über 0.5 eher kritisch einzuschätzen sind.

Die statische Lag-Länge des koyck'schen Lags ist ein Nachteil dieser Technik und wird in den ARDL-Modellen verbessert. Diese berechnen nach einem gewählten Kriterium eine optimale Lag-Länge für jede der im Modell auftretenden Variablen. Ist also in dem ARDL-Modell nur das erste Lag der abhängigen Variable vorhanden, erzielen die Koeffizienten dieser beiden Berechnungsmethoden dieselben Werte. Ein weiterer Vorteil der ARDL-Berechnung ist, dass die Signifikanz zwischen den Kurzzeit- und Langzeit-Faktoren getrennt berechnet werden kann. Dadurch kann sich herausstellen, dass eine Modellvariable in nur einem der Zeitbereiche statistisch wichtig für das Modell ist.

Annahmeverletzungen der seriellen Korrelation der Residuen wurden in diesem Punkt mittels Cochrane-Orcutt-Methode korrigiert, da dies laut MF5Help Kapitel „6.9 AR errors (Cochrane-Orcutt) option“²⁷ für Modelle mit verzögerten, abgängigen Variablen der „AR errors (exact ML)“-Methode vorzuziehen ist.

Bei Verletzungen der Homoskedastizität werden wie im vorigen Punkt die HAC-robusten Newey-West-Schätzer verwendet.

²⁶ vgl. Hackl, 2005, S. 294-296

²⁷ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S. 94

4.3 ARDL

Die folgende Theorie stammt aus: Time Series Econometrics using Microfit 5.0: A User's Manual, by Bahram Pesaran and M. Hashem Pesaran, 2009, Oxford University Press.

Das AutoRegressive-Distributed-Lag-Modell der Ordnung $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ der Form:

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta'w_t + u_t \quad (4.12)$$

mit

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \quad (4.13)$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.14)$$

Hierbei ist L der Lag-Operator womit $Ly_t = y_{t-1}$ entspricht und w_t ein Vektor für deterministische Variablen, wie etwa Konstanten und zeitliche Trends.

Es werden in einem ersten Schritt alle möglichen Modelle bis zu einem vom Benutzer festgelegten Maximallag berechnet. Danach wird laut eingegebenem Suchkriterium - in dieser Arbeit wurde das Schwarz Bayesian Kriterium (SIC), welches als Default-Wert im Auswahlmenü erscheint, zur Modellfindung gewählt - und das optimalste Modell selektiert.

Für dieses Modell werden das Langzeitmodell und das Fehlerkorrekturmodell (ECM...Error Correction Model) berechnet.

Die Langzeitkoeffizienten für die Antwort der abhängigen Variable, Infolge einer Einheitsänderung der beschreibenden Variablen, werden wie folgt berechnet:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, \hat{q}_i)}{\hat{\phi}(1, \hat{p})}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.15)$$

Für die Konstanten und Zeittrends erfolgt die Berechnung praktisch gleich, nur mit den Schätzern von δ im Zähler:

$$\hat{\psi}_i = \frac{\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{\hat{\phi}(1, \hat{p})}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.16)$$

Hier sind \hat{p} und \hat{q}_i die laut Informationskriterium gewählten Werte von p und q_i .

Das Fehlerkorrekturmodell wird mit Hilfe der verzögerten Levelparameter und den ersten Differenzen der abhängigen und unabhängigen Variablen beschrieben:

$$\Delta y_t = -\phi(1, \hat{p})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \phi_j^* \Delta y_{t-1} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-1} + u_t \quad (4.17)$$

Wobei EC_t der Korrekturterm ist:

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i x_{it} - \hat{\psi}_i' w_t \quad (4.18)$$

Somit sind die Langzeitparameter und die Kurzzeitparameter beschrieben.²⁸

Das ARDL-Modell für die erste Berechnung hat folgende Form:

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) \quad (4.19)$$

Für die zweite ARDL-Berechnung werden die Heizgradtage als erklärende Variable ergänzt:

$$\log(E) = \log(C) + \alpha * \log(P) + \beta * \log(Y) + \Omega * \log(HDD) \quad (4.20)$$

Diese Berechnung liefert langfristige (A...Preis, B...Einkommen, O...Heizgradtage) und kurzfristige (α ...Preis, β ...Einkommen, Ω ...Heizgradtage) Elastizitäten.

²⁸ vgl. Pesaran und Pesaran, 2009, S. 481-483

Zuerst wird der Integrationsgrad $I(d)$ aller Variablen festgestellt. Haben alle einen Integrationsgrad $I(0)$ oder $I(1)$ kann ohne Bedenken fortgefahren werden. Diese Analyse erfolgt mit Hilfe des ADF-Tests²⁹ in R³⁰ mit R-Studio³¹. R-Studio wurde verwendet um für bestimmte Variablen die p-Werte zu berechnen, da diese über dem 95%-Signifikanzniveau lagen, wofür die F-Statistiken in MicroFit angegeben sind. Es stellte sich heraus, dass betroffene Variablen jedoch das 90%-Level erreichten - Ergebnisse im Anhang A.9 ADF-Test - und somit alle Variablen, unter diesem 90%-Niveau, den maximalen Integrationsgrad $I(1)$ nicht überschritten haben und daher für eine ARDL-Methode geeignet sind.

Bei dieser Methode wird im ersten Schritt überprüft, ob eine Langzeitbeziehung für dieses Modell mit einem maximalen Lag von 1 besteht. Ist dies nicht der Fall, wird die Lagordnung auf 2 erhöht. Bringt auch dies keinen langfristigen Zusammenhang, wird dies dokumentiert und die Ergebnisse unter dieser Voraussetzung interpretiert.

Ist eine Beziehung gefunden, kann die Modellordnung $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ festgestellt und die Teststatistiken - Bestimmtheitsmaß, F-Statistik, RSS, serielle Korrelation und Heterogenität festgestellt werden. Anschließend werden die Langzeit- und Kurzzeitelastizitäten aus MicroFit extrahiert und dokumentiert. Im ECM ist die Angabe des ECM_{-1} -Parameters interessant, da dieser die Anpassungsgeschwindigkeit - wie schon aus der Koyck-Berechnung bekannt - an das Gleichgewicht angibt. Er sollte relevant sein. Ist er zusätzlich negativ, beschreibt dies eine Korrektur der Abweichung des Gleichgewichtszustandes. Der Betrag gibt die Geschwindigkeit der Adaption an - er liegt typischer Weise zwischen -1 und 0. Ist er positiv würde es zu einem Drift weg vom Gleichgewicht kommen.

Anmerkung: Nach ersten Versuchen für Österreich, Frankreich und Deutschland mit nicht zufriedenstellenden Ergebnissen - es wurden keine Langzeitbeziehungen im ARDL-Modell gefunden und auch im OLS- bzw. Koyck-Modell wurden keine Modelle mit ausreichend guten Teststatistiken gefunden - wurde zuerst versucht für das jeweils zu untersuchende Land ein valides ARDL-Modell zu finden. Hierzu wurde die Beobachtungsspanne von 1978 weg sukzessive verkürzt, bis sich eine Langzeitbeziehung finden ließ.

²⁹ Wuertz, Setz, Chalabi: R-Studio Paket: fUnitRoots-Package Version 3042.79, adfTest-Funktion

³⁰ The R Foundation

³¹ R-Studio

4.4 Rolling Regression

Dies ist eine OLS-Berechnung, die nicht für den gesamten Zeitraum, sondern für eine Subperiode - hier mit einer Länge von 20 Jahren - durchgeführt wird. Die Modelle gleichen jenen in der OLS-Berechnung. Die berechneten Elastizitäten werden nach jedem Jahr ausgegeben. Somit finden sich Werte für die Jahre 1997 bis 2015. Die Auswertung erfolgt hier grafisch und zeigt die Koeffizienten mit dem zweifachen oberen und unteren Standardfehler. Dies entspricht etwa dem 0,95-Konfidenzintervall.

Für die Rolling-Window Regression in Microfit5.5 wird das Modell ohne Lag betrachtet. Da die Lags zwischen 0 und 1 liegen, wird die Richtung der Tendenz zwischen lang- und kurzfristigen Effekten nicht verändert. Für eine erste Abschätzung, ob sich die Koeffizienten über die Zeit stark ändern, oder annähernd gleich bleiben, ist dies ausreichend.

Hier können keine Annahmen überprüft werden, es wird daher auf die OLS-Methode und Vorzeichen der einzelnen Variablen eingegangen, um diese Modelle zu verifizieren.

4.5 Panel-Analyse

Die Panel-Daten-Analyse in dieser Arbeit wird mittels Least Significant Dummy Variable (LSDV) - Methode durchgeführt. Hierbei werden die gepoolten Daten aller Länder mittels OLS-Schätzung analysiert. Jedem der Länder wird eine entsprechende Dummy-Variable zugeordnet, die den Wert 1 annimmt, wenn die Daten aus dem Land stammen und 0, wenn sie nicht aus dem zugeordneten Land stammen. Es werden daher acht Dummy-Variablen eingeführt. In das Panel-Modell werden entsprechend Vijayamohan Pillai N. (2016)³² unterschiedliche Offset und Steigungskoeffizienten für jedes der Länder mit aufgenommen. Das LSDV-Modell hat die folgende Form:

$$\begin{aligned} \log(E) = & \log(C) + \delta_i D_i + \alpha * \log(P) + \alpha_i \log(P) D_i + \beta * \log(Y) + \beta_i \log(Y) D_i + \dots \\ & + \Omega * \log(HDD) + \Omega_i \log(HDD) D_i + \lambda * \log(E_{t-1}) + \lambda_i \log(E_{t-1}) D_i \end{aligned} \tag{4.21}$$

mit $i = 1 \dots 7$

Dies lässt also die unterschiedlichen Offset und Interaktions-Koeffizienten - Preis P , Einkommen Y und HDD Ω - der acht Länder unterscheiden. Die Koeffizienten welche mit einem i -Index versehen

³² Vijayamohan Pillai N., 2016, S. 34-35

sind werden im Zusammenhang mit einem Basisland interpretiert. Sie müssen also zu der entsprechenden Basiselastizität addiert werden um die korrekte Elastizität für das Land mit der zugeordneten Dummy-Variable zu bekommen. Die Berechnung mittels Basisland ist notwendig, da nicht alle Dummy-Variablen in die Regressionsberechnung implementiert werden können um perfekte Multikollinearität zu vermeiden.

5. Berechnung

In diesem Kapitel werden zuerst die OLS Berechnungen ohne Heizgradtage als erklärende Variable, der betrachteten Länder gegenübergestellt. Hier sollte eine erste Abschätzung der Koeffizienten erfolgen, welche eventuell aufgrund der gegebenen Datenstrukturen der einzelnen Länder nicht mit jenen der etwas komplexeren Methoden übereinstimmen. Es können jedoch erste Aussagen der Einflüsse der einzelnen Koeffizienten getroffen werden. Es wird hier auch schon vorbereitend für den Vergleich zwischen der OLS Schätzung und der Rolling-Regression-Methode überprüft, ob alle erklärenden Variablen signifikant sind und auch die Werte der Koeffizienten mit jenen der Rolling-Regression ausreichend übereinstimmen. Diese Vorbereitung wurde hier durchgeführt, da man in der Rolling-Regression keine Annahmekorrekturen vornehmen kann. Die Korrekturen der Autokorrelation der Residuen sowie des eventuellen heteroskedasten Verhaltens erfolgen nur in der OLS-Berechnung - später auch für die Koyck-Methode - da in MicroFit keine Option zur Korrektur dieser Probleme in der Rolling-Regression-Berechnung - auch die ARDL-Methode hat diese Möglichkeiten nicht - nicht zur Verfügung stehen.

Danach werden, wie schon erwähnt, die Entwicklungen der zuvor validierten Koeffizienten mit Hilfe der Rolling-Regression untersucht und für die untersuchten Länder gegenübergestellt. Hier sollte der zeitliche Trend gut zu erkennen sein. Dies ist mit Rücksicht auf eventuelle Probleme mit autokorrelierten und heteroskedasten Residuen durchzuführen.

Die letzten beiden Punkte in diesem Kapitel vergleichen die kurz- und langfristigen Elastizitäten der erklärenden Variablen. Zuerst mit Hilfe der OLS-Berechnung und der zeitlich verzögerten abhängige Variable als erklärende Variable - der Koyck-Methode. Eine etwas komplexere AutoRegressive-Distributed-Lag (ARDL)-Methode soll hier die Koeffizienten bestätigen. Sollten Unterschiede auftreten, wird versucht diese zu begründen.

Mit bestimmten Länderdaten konnte kein geeignetes ARDL-Modell mit Langzeitbeziehung für die gesamte Periode gefunden werden. Daher wurden Betroffene Länder für einen kürzeren Zeitraum berechnet. Entsprechende Informationen und weitere Berechnungen sind im Anhang dieser Arbeit festgehalten.

Anmerkung: Sollten in den Tabellen die Annahmen der Autokorrelation oder der Homoskedastizität der Residuen nicht die H_0 -Hypothese - also kein Vorliegen jener Probleme - angenommen werden, sind die entsprechenden Koeffizienten und zugehörigen p-Werte als korrigierte dokumentiert. Genaueres ist im Anhang in den entsprechenden Kapiteln zu finden. Wie oben erwähnt, konnte dies

nicht für die ARDL-Methode durchgeführt werden, da es keine Korrekturmöglichkeiten mittels MicroFit5.5 für diesen Ansatz gibt.

5.1 OLS-Berechnungen

Die Berechnungen der Koeffizienten für alle Beobachtungsländer für das Basismodell, welches Preise und Einkommen enthält, sind in Tabelle 5.1 dokumentiert. Alle Länder weisen, wie zu erwarten, einen signifikanten Einfluss der Einkommen auf. Dies liegt daran, dass ohne Einkommen, keine Möglichkeit besteht einen Konsumgegenstand zu erwerben. Durch Implementierung der Preise in das Modell, wird versucht die Beschreibungskraft zu erhöhen. Man sieht, dass in vier von acht Ländern die Preise in dieser Analyse nicht signifikant sind bzw. ein positives Vorzeichen haben, was dazu führt, dass sie aus der Berechnung entfernt werden müssen, da es einen nicht plausiblen Zusammenhang zwischen Nachfrage und Kosten darstellt. Demzufolge sind die Nachfragen der Länder Österreich, Finnland, Deutschland und Italien in der gewöhnlichen kleinste Quadrate Analyse nicht vom Strompreis abhängig.

Die erste Zeile in Tabelle 5.1 enthält den Offset der Regressionsgerade mit der vertikalen Null Achse - also der Stromverbrauch, wenn kein Einkommen bzw. Preis vorhanden ist. Dies dient lediglich Modellierungszwecken und hat keinen praktischen Informationsgehalt. Dadurch werden die Steigungsparameter der Regression korrekt berechnet und nicht zum Nullpunkt „gezogen“.

Die zweite Zeile enthält die zuvor bereits angesprochenen Preiselastizitäten, diese haben in Spanien, unter jenen Ländern die hier Signifikanz zeigen, den geringsten Wert von unter 0.1 Prozent. Etwa doppelt so groß sind die Einflüsse des Preises in Frankreich und eine weitere Verdoppelung entspricht etwa den Preiskoeffizienten in Japan und den Vereinigten Staaten. Den stärksten Einfluss zeigen hier die USA mit einem Wert von unter -0.3 Prozent.

In der Zeile mit den β -Koeffizienten sind die Einkommenselastizitäten dokumentiert. Sie sind wie zu erwarten in allen Ländern für die Beschreibung des Stromverbrauchs von Bedeutung. Es sind hier jedoch wie schon bei den Preisen teilweise recht deutliche Unterschiede festzustellen. Deutschland etwa ist hier mit einem Wert von unter 0.5 mit Abstand jenes Land, das durch zusätzliches Einkommen am wenigsten zusätzlichen Stromverbrauch aufweist. Ein kleinerer Sprung von 0.1 Prozent liegt zwischen Deutschland und den USA, welche auch im Vergleich mit den restlichen untersuchten Ländern, ebenfalls eine recht geringe Einkommensabhängigkeit aufweisen. Die nächst größere BIP-Abhängigkeit ist in Österreich festzustellen. Diese liegt mit 0.8 um etwa 30 Prozent über

jener der USA, was einen deutlichen Unterschied zeigt. Weitere Werte sind mit 0.93 und 0.96 in Frankreich und Japan, welche schon in Richtung der linearen Abhängigkeit - der 1-Prozent-Grenze - gehen, festzustellen. Ein kleinerer Sprung, von etwa 0.05, liegt zwischen Frankreich und Finnland, welches als erstes Land in dieser Untersuchung die zuvor angesprochene Schwelle überschreitet. Die letzten beiden Länder, die noch nicht diskutiert wurden, weisen einen Größeren Sprung von etwa 20% im Vergleich zu Finnland auf. Italien liegt bei 1.19 und Spanien bei 1.24. Diese beiden Länder erhöhen ihren Stromverbrauch also um über 1 Prozent bei erhöhtem BIP.

Die untersten fünf Zeilen dienen zur Überprüfung der Modellqualität und deuten in allen Ländern darauf hin, dass die Fehler, die durch die Regression entstanden seriell korreliert sind. Dies ist in einer Zeitreihenanalyse nicht untypisch, da eine Überschätzung in einem Jahr auch mit großer Wahrscheinlichkeit zu einer Überschätzung im darauf folgenden Jahr führt. Daher wurden die Koeffizienten mittel der MicroFit Option „ AR Errors (exact ML)“ geschätzt um diese Annahmeverletzung zu korrigieren. In Finnland und Frankreich ist zusätzlich zur Nullhypothese der seriellen Korrelation auch noch jene der Homoskedastizität abgelehnt worden, wodurch eine Korrektur der Modellkoeffizienten mittels Newey-West angepassten Varianz-Matrizen erforderlich ist. Genaueres zu den Korrekturen der OLS-Schätzung ist in Kapitel 4 Methode zu finden. Die korrigierten Bestimmtheitsmaße „R² korr“ weisen alle einen sehr hohen Wert auf, was auf einen hohen Erklärungsgehalt schließen lässt. Die Residuenquadratsumme RSS ist in allen, außer einem Model, sehr klein. Finnland bildet die Ausnahme, da hier der RSS-Wert mit 0.3 um etwa 15-mal größer ist als der nächst kleinere RSS-Wert, welcher in Frankreich vorliegt. Der Wert von 0.3 ist nicht besorgniserregend hoch, jedoch deutlich von den restlichen abgehoben. Der R²-Wert in Finnland ist ebenfalls unter der 0.9-Marke was hier auf einen etwas schlechteren Modellfit schließen lässt, wobei Werte von über 0.5 für eine einzelne Variable ohnehin sehr gut sind.

Tabelle 5.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
C	-.44675 [.010]	-.82709 [.091]	-.30522 [.316]	2.5749 [.003]	-3.1243 [.000]	3.7370 [.000]	-2.8347 [.000]	3.7817 [.000]
α			-.15660 [.001]			-.28764 [.000]	-.071779 [.036]	-.32249 [.000]
β	.79676 [.000]	1.0093 [.000]	.93242 [.000]	.46601 [.000]	1.1888 [.000]	.96302 [.000]	1.2421 [.000]	.61503 [.000]
R ² kor	.99245	.89605	.97152	.92245	.99754	.99347	.99767	.99265
F-Test	1973.4	319.9427	512.6273	149.6922	7491.3	1877.0	5144.3	1441.6
RSS ^a	.0055797	.30757	.022639	.0077887	.0050522	.013853	.010699	.0080319
Kor ^b	.010	.000	.021	.000	.000	.000	.000	.001
Het ^c	.739	.017	.044	.417	.130	.595	.081	.135

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

Das Einkommen zeigt in einigen Ländern einen dominanten Einfluss und deutet eventuell auf eine größere Bereitschaft zur Investition in Neuanschaffungen bei größerem Einkommen, aber auch bessere Auslastungen von Produktionsstrecken hin.

Abbildung 5.1 stellt die Beträge der Preis- und Einkommenselastizitäten grafisch dar, um einen visuellen Bezug zu den Berechnungen aus Tabelle 5.1 herzustellen.

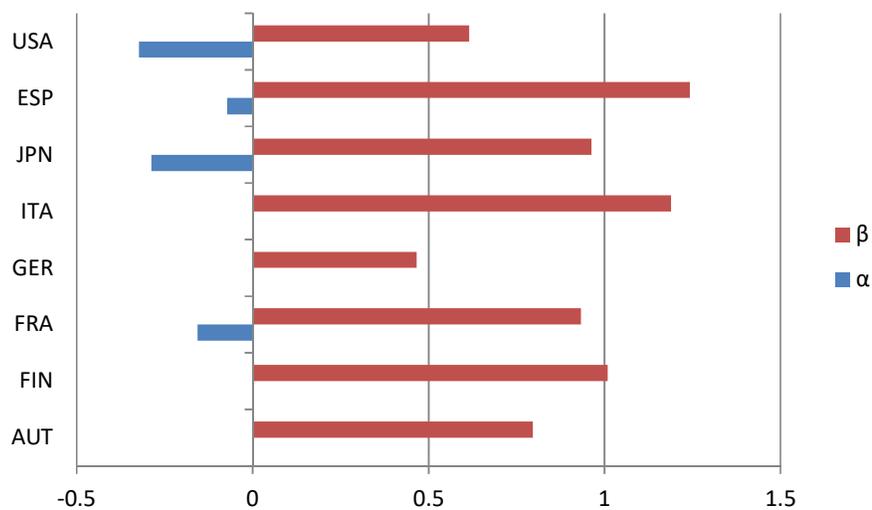


Abbildung 5.1: Preis- und Einkommenselastizitäten der Länder im OLS-Modell

5.2 Rolling-Regressionen

Mit der Rolling-Window-Methode wird hier also versucht, aufbauend auf den OLS-Ergebnissen bezüglich der Parametersignifikanz, die zeitliche Entwicklung der Koeffizienten darzustellen. Zuerst werden die Länder einzeln analysiert und im Abschluss dieses Unterpunktes werden die Informationen zusammengefasst, um die Unterschiede auf einen Blick feststellen zu können. Die Modelle entsprechen jenen aus dem vorigen OLS-Kapitel.

5.2.1 Österreich

In Österreich zeigt sich zu Beginn der Rolling-Regression ein starker Rückgang, von etwa 1.1 bis 0.9, der Einkommenselastizität. Dieser flacht etwa 2003 ab und bleibt auf einem relativ konstanten Niveau bis zum Beginn des letzten Drittels wo wieder ein leichter Rückgang der Einkommenselastizität festzustellen ist. Der Koeffizient für das letzte Subsample ergibt etwa 0.8.

Über den gesamten Betrachtungszeitraum ist eine Differenz von etwa 0.3 festzustellen, was ein recht deutlicher Rückgang für diesen Koeffizienten darstellt. Diese Differenz entspricht etwa einem Einkommenseinfluss von nur noch zwei Drittel. Dies könnte auf eine Art Sättigungseffekt deuten, da zusätzliches Einkommen zu weniger zusätzlichem Stromverbrauch für die einzelnen Subsamples führt.

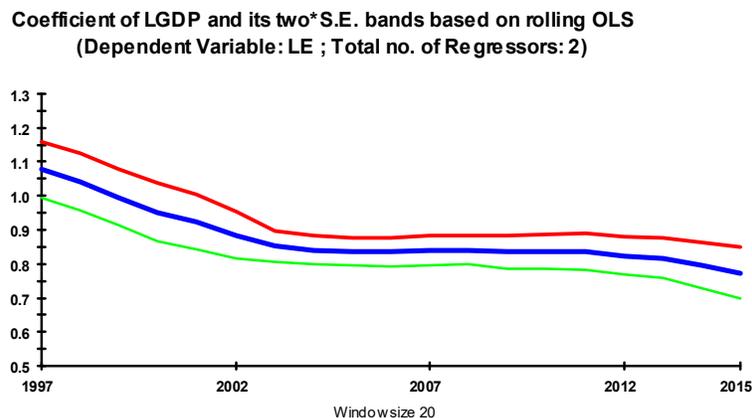


Abbildung 5.2: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Österreich

5.2.2 Finnland

In Finnland lässt sich ein drastischer Abfall der Einkommenselastizität feststellen. Der Startwert liegt bei etwa 1.7. Die Koeffizienten für die einzelnen Subsamples gehen relativ rasch in eine starke negative Steigung über. Der Betrag dieser Steigung geht sukzessive zurück und geht gegen Ende in eine vergleichsweise flache Kurve über. Der Wert für die letzte Berechnungsperiode beträgt etwa 0.5.

Die Differenz zwischen Start- und Endwert beträgt 1.2. Dies entspricht einer prozentuellen Änderung von etwa 70 Prozent. Dies deutet wie im vorigen Beispiel auf einen - hier jedoch stärkeren - Sättigungseffekt hin.

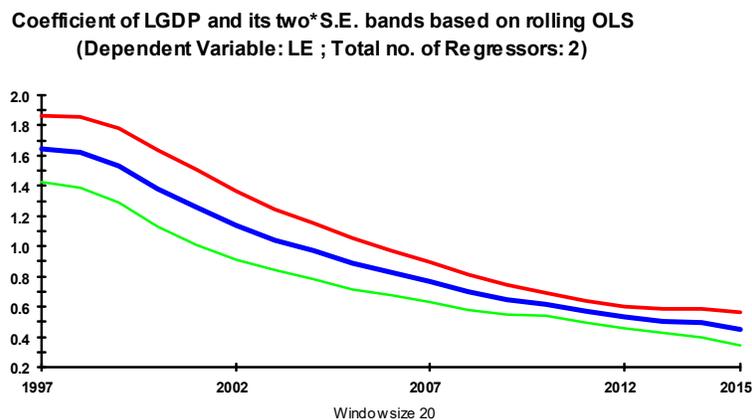


Abbildung 5.3: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Finnland

5.2.3 Frankreich

Für die Berechnung von Frankreich, sind zwei Phasen der Rolling-Regression Samples zu unterscheiden. In der ersten Phase - 1997 bis 2006 - sollte der Preis aufgrund des positiven Beitrags zum Stromverbrauch nicht in die Berechnung inkludiert sein, da das Modell dadurch nicht plausibel ist. Da der Preis jedoch für die Berechnung über den gesamten Beobachtungszeitraum signifikant ist, wird er in der Berechnung belassen. Es ist somit zu berücksichtigen, dass die Moving-Window-Regression nur für die Berechnungen von 2007 bis 2015 valide Analysen erlaubt, da der Preis in diesem Bereich das erforderliche negative Vorzeichen aufweist.

Für die zweite Phase ab 2007 zeigt sich zu Beginn noch ein leichter Rückgang der Elastizität vom Startwert 1 weg. Danach bleibt er etwa konstant auf einem Niveau von etwas über 0.5. Die Differenz beträgt also ungefähr 50 Prozent was auch hier auf eine Sättigung schließen lässt. Diese scheint jedoch zu einem Ende gekommen zu sein, da die letzten deutlichen Änderungen 2010 endeten.

Die erste Phase zeigt den Verlauf des Preises auf jene des Einkommens aufgesetzt. Man erkennt die beiden Markanten Punkte 2001 und 2006 des Preisverlaufes in der BIP-Abbildung wieder. Wird diese optisch subtrahiert, lässt sich auch hier ein Rückgang der Preiselastizität feststellen. Eine genauere Darstellung ohne Preiseinfluss ist im Anhang zu finden.

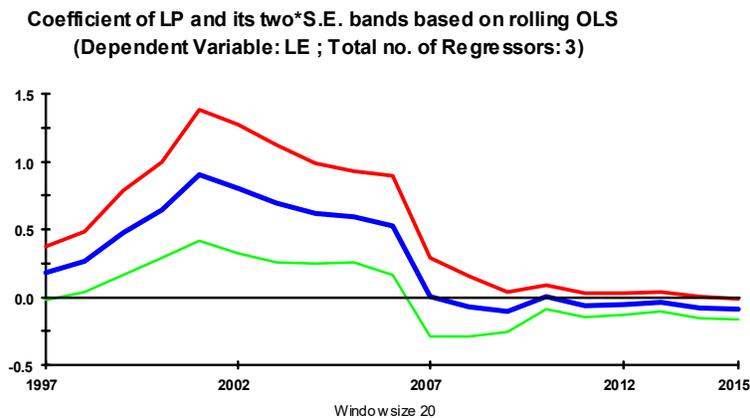


Abbildung 5.3: zeitlicher Verlauf der Preiselastizität in Frankreich

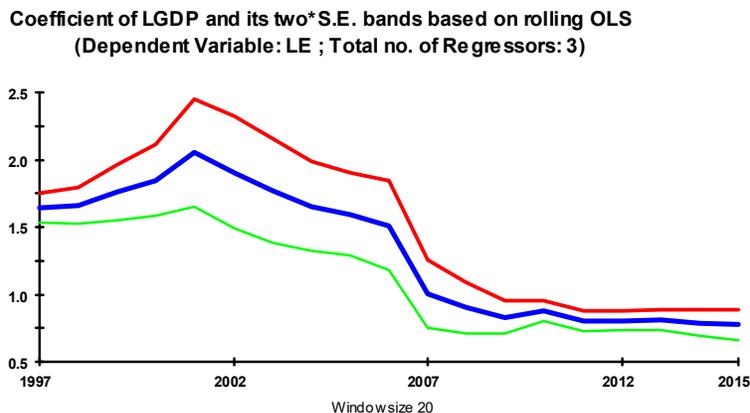


Abbildung 5.4: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Frankreich

5.2.4 Deutschland

In Deutschland zeigt sich ein interessantes Verhalten der Einkommenselastizität. Zuerst sinkt das Einkommen von einem relativ geringen Startwert von 0.4 leicht ab. Zwischen 2002 und 2010 steigt die Einkommensabhängigkeit teils rasant an um danach wieder abzufachen und in den letzten Jahren nach 2011 wieder deutlich abzufallen. Der Maximalwert beträgt etwa 0.8 und ist somit doppelt so hoch wie zu Beginn. Am Ende der Beobachtungsreihe beträgt die Einkommenselastizität 0.5 und ist somit um 25 Prozent über dem Anfangswert. Das Verhalten deutet seit einem zwischenzeitlichen Maximum auf einen Sättigungseffekt in den letzten Jahren hin.

Der Anstieg im mittleren bis in den letzten Bereich deutet auf erhöhte Bereitschaft hin, mehr Strom zu verbrauchen, wenn mehr Einkommen zur Verfügung steht. Dies kann durch Investitionen in neue, effizientere Geräte in Industrie und auch im privaten Bereich hindeuten sowie eine Änderung des Verbraucherverhaltens, wie etwa längere Betriebsdauern gewisser elektrischer Anwendungen und Anlagen.

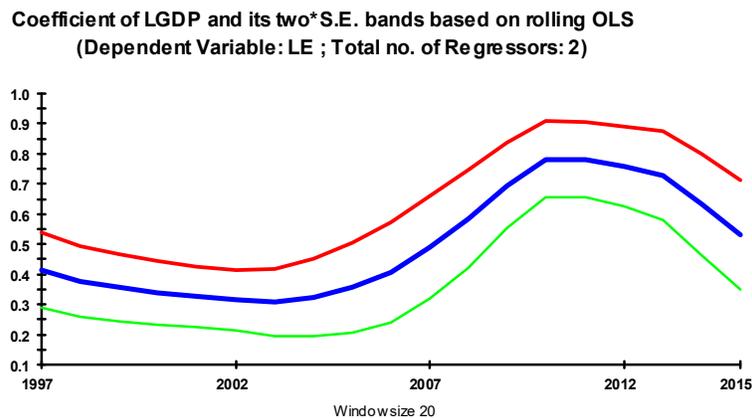


Abbildung 5.5: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Deutschland

5.2.5 Italien

In Italien ist ein deutlicher Unterschied zu Österreich und Finnland festzustellen. Hier ist im Gegensatz zu den beiden genannten ein kontinuierlicher, steigender BIP-Koeffizient auszumachen - eine Ausnahme bildet hier der letzte Wert, wo ein leichter Rückgang auszumachen ist. Der Wert zu Beginn, der ohnehin mit 1.3 schon sehr hoch im Vergleich zu den anderen Ländern ist, steigt über

den gesamten Zeitraum mit unterschiedlich starken Steigungen auf einen Endwert im Bereich von 1.5 bis 1.6 im Jahr 2015.

Diese Differenz entspricht etwa 20 Prozent. Das bedeutet in Italien stieg die Bereitschaft mit zusätzlichem Einkommen mehr Strom zu konsumieren an. Die Ursachen könnten hier wieder Investitionen in Industrie oder privaten Haushalten sein.

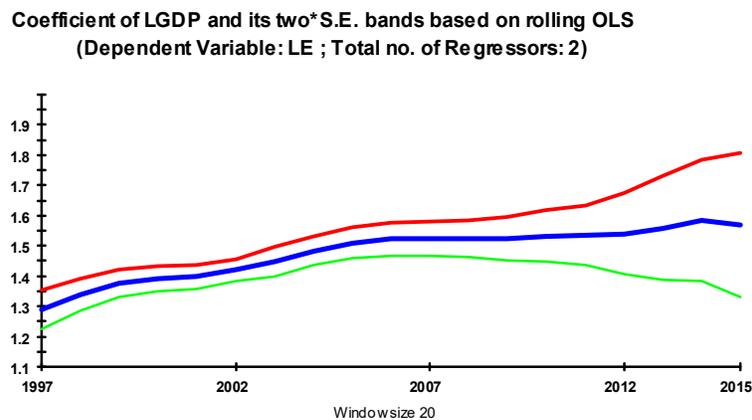


Abbildung 5.6: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Italien

5.2.6 Japan

Für Japan müssen wieder zwei Bereiche zur Abschätzung der Einkommenselastizität betrachtet werden. Über den gesamten Zeitraum ist der Preis laut OLS-Analyse signifikant. In den Subsamples zeigt sich jedoch in der Mitte eine Zone, in der der Preis ein positives Vorzeichen hat. Dieser Bereich kann hier nicht korrekt analysiert werden, da dies einen nicht plausiblen Zusammenhang zwischen Preis und Nachfrage darstellt.

Im ersten Bereich, in dem der Preis negativ ist, bleibt die Einkommenselastizität etwa konstant und steigt gegen Ende dieses Bereiches von 0.95 auf 1.2 an. Die Preiselastizität nimmt von -0.3 weg zu und überschreitet 2001 die Grenze in den positiven Bereich. Nach Wiedereintritt der Preiselastizität in den negativen Bereich nach der Sample-Berechnung für 2006 nimmt die Einkommenselastizität zunächst mäßig ab. Nach einem kurzen aber deutlichen Abfall in den Jahren 2010 bis 2012 bleibt der Koeffizient etwa konstant. Der Wert am Ende beträgt ca. 0.6.

Die prozentuelle Änderung der Preiselastizität zwischen Anfang und Ende der Beobachtungen ist hier nicht fehlerfrei ablesbar, was auf eine eher gering Änderung schließen lässt, welche zwischenzeitlich jedoch deutlichen Schwankungen unterliegt. Die Einkommenselastizität ändert sich über die gesamte Periode um ungefähr 60 Prozent. Dieser Rückgang ist auch hier recht deutlich. Ein Sättigungseffekt für den BIP-Koeffizienten ist hier zu erkennen, auch wenn dieser unterbrochen ist und in unterschiedlichen Phasen erfolgt.

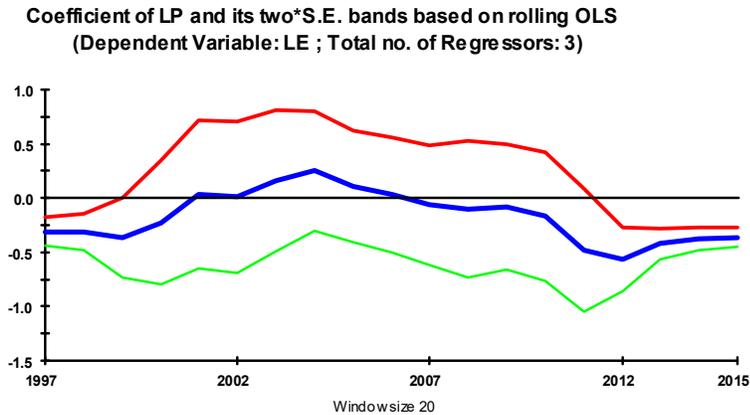


Abbildung 5.7: zeitlicher Verlauf der Preiselastizität in Japan

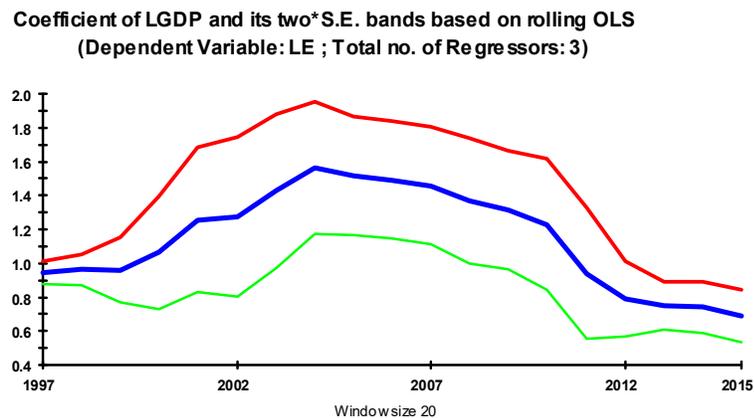


Abbildung 5.8: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Japan

5.2.7 Spanien

In Spanien ist wie zuvor in Frankreich und Japan die Moving-Window-Betrachtung in zwei Bereiche zu unterteilen. Im ersten, von 1997 bis 1999, sind die Koeffizienten für Preis und Einkommen nicht korrekt zu interpretieren, da der Preiskoeffizient positiv ist. Der Preiskoeffizient wächst nach dieser positiven Phase recht stark in den negativen Bereich und wandert dann mit zwischenzeitlichen Schwankungen wieder Richtung Nulllinie. Die BIP-Elastizität steigt zwar tendenziell über den Zeitraum 1997 bis 2015 an, hat aber nach anfänglichem Anstieg ein recht tiefes Tal, zwischen 1996 und 2006, wobei hier die Achsenskalierung zu betrachten ist. Danach bleibt er in einem Bereich von 1.2 und 1.3 um bei einem Wert von 1.25 die Berechnungsreihe zu beenden.

Die Änderung der Preiskoeffizienten vom Maximum im Jahr 2003 zum Endwert im Jahr 2015 beträgt ca. 75 Prozent. Daher besteht ein recht starker Rückgang des Preiseinflusses. Die BIP-Änderung beträgt unter 6 Prozent und ist über den langen Zeitraum betrachtet sehr klein. Dies deutet auf keine große Änderung des Verhaltens der Länderindividuen - aus Industrie und Privatsektor - zufolge des Einkommens hin. Die Preise haben deutlichere Differenzen erfahren, liegen insgesamt jedoch auf einem niedrigeren Niveau - wenn man die Beträge der Koeffizienten betrachtet.

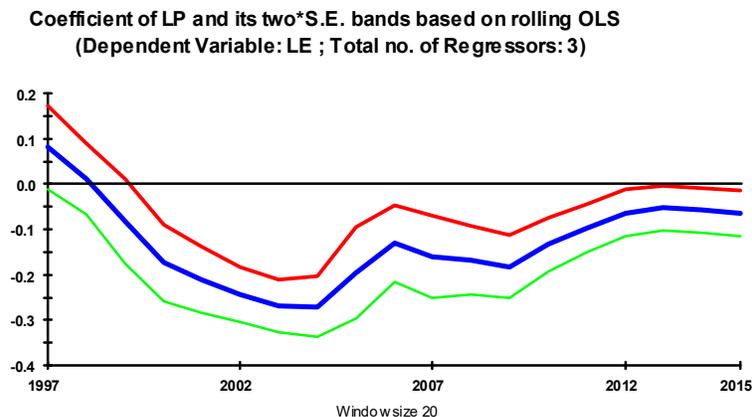


Abbildung 5.9: zeitlicher Verlauf der Preiselastizität in Spanien

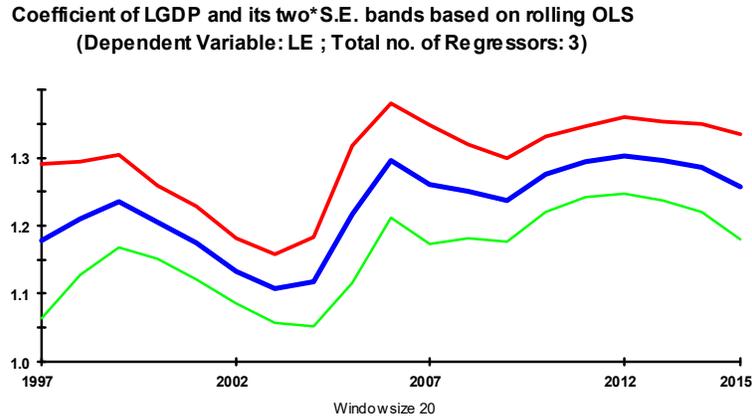


Abbildung 5.10: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Spanien

5.2.8 USA

Die Betrachtung der Vereinigten Staaten über die Jahre 1997 bis 2015 zeigt durchgehend valide Ergebnisse in Folge des Preises. Er liegt immer im geforderten negativen Bereich und wandert von einem Koeffizienten von -0.18 tiefer in den negativen Bereich um bei einem Minimum von -0.4 einen Wendepunkt im Verlauf aufzuweisen, um danach kontinuierlich gegen die Nulllinie zu streben. Das BIP sinkt von Beginn weg stark ab und hat einen Wendepunkt im Verlauf, welcher mit jenem des Preisverlaufes zusammenfällt. Danach weist es einen bogenförmigen Verlauf auf um bei einem Wert von 0.5 im Jahr 2015 abzuschließen. Beide Koeffizienten weisen also keinen konstant steigenden oder fallenden Verlauf auf, sie unterliegen teils starken Schwankungen, es sind jedoch über die gesamte Periode Tendenzen zu erkennen. Betrachtet man Start- und Endwert, geht der Preiseinfluss tendenziell zurück.

Die Preiselastizität ändert sich von -0.18 auf -0.1. Dies entspricht einem Rückgang von 40 Prozent. Das BIP sinkt von 0.83 auf 0.5. Diese Differenz entspricht ebenfalls einem Rückgang des Einflusses um 40 Prozent. In den USA ist für das Einkommen eine Art Sättigung festzustellen und auch eine weniger starke Reaktion in Folge von Preisänderungen, die den Stromverbrauch beeinflussen.

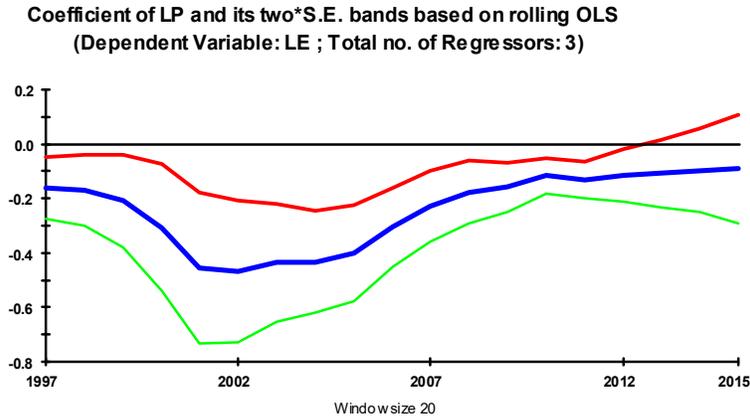


Abbildung 5.11: zeitlicher Verlauf der Preiselastizität in den USA

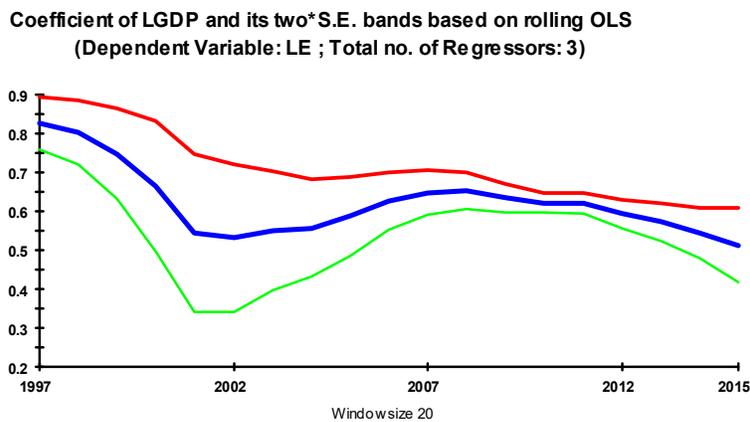


Abbildung 5.12: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in den USA

Zusammenfassung der zeitlichen Änderungen in Tabellenform:

In der Tabelle 5.2 sind die Änderungen der Koeffizienten über den gesamten Zeitraum festgehalten. Minus - bedeutet es liegt eine sinkende, Plus + eine steigende und Doppeltilde ≈ eine etwa gleichbleibend Einflussstärke über den gesamten Zeitraum vor - hier werden die Anfangs- und Endwerte stark mit einbezogen. Da lediglich die vorhin analysierten Grafiken für diese Analyse zur Verfügung stehen, sind diese Werte mit mehr oder weniger großen Ablesefehlern verbunden. Die entsprechenden Änderungen sind in den mit Preis und BIP gekennzeichneten Zeilen dokumentiert.

Unter Verlauf ist dokumentiert, ob deutliche Schwankungen (s) im Preis oder BIP-Verlauf - getrennt durch „/“ festzustellen waren oder die tendenzielle Richtung nicht geändert wurde - wird mit „t„ markiert.

Es zeigt sich für Österreich und Finnland ein durchgehend fallender Verlauf des Einkommenseinflusses. Der Preiskoeffizient in Frankreich bleibt etwa konstant über den betrachteten Zeitraum und andererseits ein fallender Einkommenskoeffizient. In Deutschland und Italien steigt der Einfluss des Einkommens mit der Zeit, man muss hier jedoch die Verläufe unterscheiden. In Deutschland ist der Verlauf schwankend und in Italien fast durchgehend steigend. In Japan sind für den Preis kaum ein Unterschied für Anfang und Ende der Grafiken auszumachen und ein kleinerer Beitrag des Einkommens, wobei beide Koeffizienten Schwankungen unterliegen. In Spanien zeigen sich für Preis und Einkommen mit der Zeit wachsende Effekte und in den USA sinkende Effekte, welche jedoch keine Stetigkeit aufweisen.

Tabelle 5.2: Tabellarische Zusammenfassung der zeitlichen Verläufe der Koeffizienten der Länder (Modelle ohne Heizgradtage, nach Gleichungen 4.7)

	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
Preis			≈			≈	+	-
BIP	-	-	-	+	+	-	+	-
Verlauf	t	t	t/t	s	t	s/s	s/s	s/s

5.3 Koyck-Berechnungen

Die erste einfache Untersuchung der kurz- und langfristigen Elastizitäten für Preis und Einkommen sind in Tabelle 5.3 dokumentiert. Hier ist zu beachten, dass eine einfache Struktur nur mit dem ersten Lag der zu beschreibenden Variable womöglich von der komplexeren ARDL-Methode abweicht. Deutliche Unterschiede zwischen diesen beiden Methoden werden herausgefiltert und es wird versucht die Unterschiede zu analysieren.

Die erste Zeile enthält wie schon in der OLS-Berechnung die Konstanten, die dafür benötigt werden, um die korrekten Steigungsparameter der Preise und Einkommen zu erhalten, da die Regressionsgerade üblicherweise nicht durch den Nullpunkt verläuft, sollte dies der Fall sein, würde der Koeffizient entsprechend den Wert 0 annehmen.

Zuerst wird hier auf das langfristige Modell eingegangen. Die entsprechenden Koeffizienten sind in den Zeilen A und B eingetragen. Im Gegensatz zum ARDL-Modell kann hier nicht zwischen der Signifikanz der kurz- und langfristigen Koeffizienten unterschieden werden.

Interessant ist hier, dass im Vergleich zur OLS-Berechnung die Preise für sechs von acht Ländern signifikant sind. Zusätzlich, zu den vier bekannten aus der vorigen Berechnung, sind hier noch die Stromverbräuche in Finnland und Deutschland von den Preisen abhängig. Der A-Koeffizient in Finnland ist sehr hoch. Dieser Wert ist eher ungewöhnlich und zu hinterfragen, da er eher an der oberen Grenze der Richtwerte laut *Energiemodelle und Analysen (2016)*³³ liegt. Eine Bestätigung oder auch einen Wert, welcher glaubhafter scheint, liefert hier eventuell die ARDL-Berechnung. Die Preiselastizität in Deutschland liefert einen plausibleren Wert, welcher von der Größenordnung besser der Theorie entspricht. Recht hohe Preiselastizitäten sind noch in Japan und den USA festzustellen. Sie liegen über den bereits in der OLS-Berechnung erhaltenen Werten. Auch in Frankreich sind die langfristige Preiselastizität etwas über jener der OLS-Berechnung, dies liegt an der Aufspaltung in zwei Betrachtungsphasen durch das Koyck'sche Lag. Ein kurzer Blick auf die kurzfristigen Preiseinflüsse zeigt, dass der Mittelwert der beiden Koeffizienten je Land hinreichend genau den OLS-Koeffizienten entspricht.

Bei den B-Koeffizienten zeigt sich für mitunter ein stark abweichendes Bild. Für Österreich entspricht der Koeffizient etwa jenem aus der ersten Analyse. Jener für Finnland liegt dagegen 30 Prozent unter diesem Wert. Auch die Werte für Frankreich und Deutschland unterscheiden sich deutlich von jenen der OLS-Berechnung. Die restlichen Länder - Italien, Japan, Spanien und die USA - bestätigen diese Berechnungen, da die Werte nur gering von jenen der Koyck-Analyse abweichen.

Ein Grund für diese mitunter deutlichen Unterschiede könnte im Anpassungsparameter - dem Lag - liegen. Für jene Länder die recht stark von der OLS-Berechnung abweichen, sind diese Werte vergleichsweise hoch. Ein weiteres Problem, das auf das Lag zurückzuführen ist, ist die nicht Signifikanz der Einkommensparameter für Finnland und Frankreich. Da sie in der OLS-Berechnung und auch vom theoretischen Hintergrund her wichtig für dieses Modell sind, wird der erhöhte p-Wert auf Multikollinearität zurückgeführt.

³³ vgl. Haas, Auer: „*Energiemodelle und Analysen*“, 2016, S. 4-4

Der Variance Inflation Factor berechnet sich aus der Hilfsregression des GDP zu³⁴ :

$$VIF = \frac{1}{(1 - R_i^2)}$$

(5.1)

Der VIF für Finnland entspricht etwa 22 ($R^2 = 0,955$) und für Frankreich ergibt sich mit einem R^2 von 0,966 sogar ein VIF von fast 30.

Die kurzfristigen Preis und Einkommenselastizitäten sind entsprechend der Lag-Werte kleiner als jene der Langfristigen. Teilweise sind die Koeffizienten deutlich unter jenen der Richtwerte entsprechend Energiemodelle und Analysen (2016)³⁵. Dies kann wiederum auf die Lag-Größen zurückgeführt werden, wobei die Langfristigen, diese Grenzen recht gut erfüllen. Die kurzfristigen Preiselastizitäten liegen alle recht deutlich unter den vorgeschlagenen Werten in Energiemodelle und Analysen (2016)³⁶.

Die Bestimmtheitsmaße sind hier alle sehr hoch. Nur jener von Deutschland liegt unter der 0.95-Marke. Die F-Statistiken deuten ebenfalls keine Probleme mit der Signifikanz der Koeffizienten an und auch die Residuenquadratsumme ist durchgehen sehr klein.

Die Annahme der Heteroskedastizität wurde in keinem der Modelle verletzt und somit war hier keine Korrektur mit HAC-robusten Schätzern notwendig. Die H_0 -Hypothese der seriellen Korrelation wurde jedoch in zwei Ländern - Frankreich und Spanien - verletzt und daher mit Hilfe der MicroFit-Option „AR Errors (Cochrane-Orcutt)“ für lineare Regressionen korrigiert.

Die geringen α -Koeffizienten deuten darauf hin, dass es für Elektrizität nicht viele bzw. leicht umsetzbare Substitute gibt. Dies dürfte die Ursache für diese unelastische Nachfrage sein. Die hohen Einkommenselastizitäten lassen auf hohen zusätzlichen Verbrauch bei steigendem BIP schließen. Der Wert streut hier sehr stark, wobei B in den USA mit 0.524 nur ein Bruchteil jenes in Italien darstellt.

³⁴ vgl. Hackl, 2005, S. 167

³⁵ vgl. Haas, Auer: „*Energiemodelle und Analysen*“, 2016, S. 4-5

³⁶ vgl. Haas, Auer: „*Energiemodelle und Analysen*“, 2016, S. 4-4

Tabelle 5.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
C	-.26849 [.105]	.56377 [.001]	.63028 [.003]	.35979 [.301]	-2.3817 [.000]	2.6235 [.000]	-2.0655 [.000]	2.2110 [.000]
α		-.10208 [.045]	-.063063 [.006]	-.058619 [.008]		-.21040 [.000]	-.073893 [.024]	-.18646 [.000]
β	.49117 [.001]	.11457 [.194]	.14363 [.121]	.24402 [.003]	.71482 [.000]	.48120 [.000]	.94104 [.000]	.22388 [.006]
λ	.38322 [.022]	.83978 [.000]	.76414 [.000]	.68226 [.000]	.49110 [.000]	.48725 [.000]	.24580 [.043]	.57314 [.000]
A		-.637	-.262	-.184		-.410	-.098	-.437
B	.797	.715	.609	.768	1.405	.938	1.248	.524
R ² korr	.99140	.98887	.98458	.92879	.99704	.99294	.99767	.99384
F-Test	1787.8	1067.0	463.9479	109.6878	6066.4	1688.0	3745.2	1723.0
RSS ^a	.0073516	.026558	.0093031	.0068414	.0054610	.013466	.0095585	.0067273
Kor ^b	.441	.245	.002	.110	.883	.607	.026	.116
Het ^c	.123	.195	.080	.574	.404	.576	.679	.519

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

Die beiden folgenden Grafiken zeigen die Beträge der berechneten Koeffizienten aller acht Länder als Balkendiagramme, um diese besser und intuitiver vergleichen zu können.

Das erste beinhaltet die Kurzzeitparameter und den Lag-Operator. Man erkennt sofort, die drei grünen Balken für Finnland Frankreich und Deutschland, die sich deutlich von den anderen abheben und auch die eventuell damit verbundenen, recht kleinen Einkommenselastizitäten. Den kleinsten Lag-Operator findet man in Spanien. Die Preiselastizitäten in Japan und den USA heben sich auch recht deutlich von den restlichen ab.

Bei den Langzeitparametern ist aufgrund des eher untypischen Lag-Wertes der Preiskoeffizient in Finnland ungewöhnlich hoch. Für Frankreich und Deutschland rücken diese Werte, im Vergleich zur Kurzzeitbetrachtung, an jene von Japan und den USA heran. Die β -Koeffizienten sind hier größtenteils zwischen 0.5 und 1, nur die beiden bereits genannten - Spanien und Italien - liegen hier deutlich über der Einheits-Grenze.

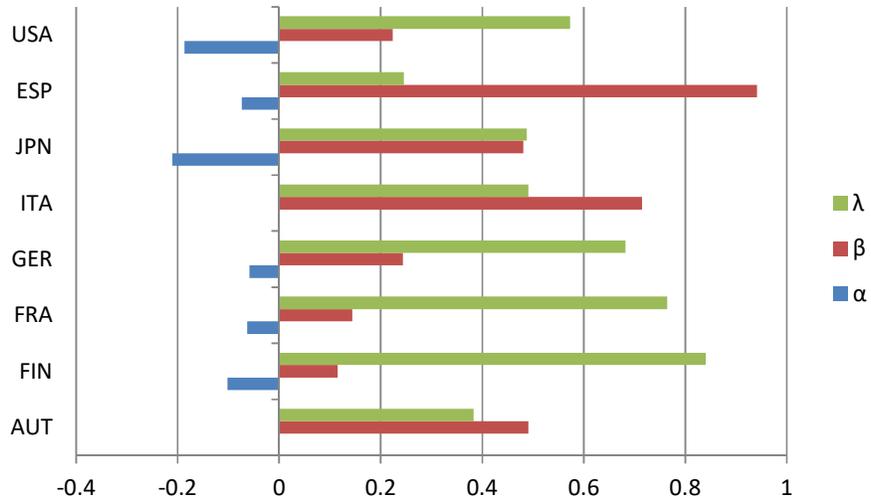


Abbildung 5.13: kurzfristige Preis- und Einkommenselastizitäten und Lag der Länder im Koyck-Modell

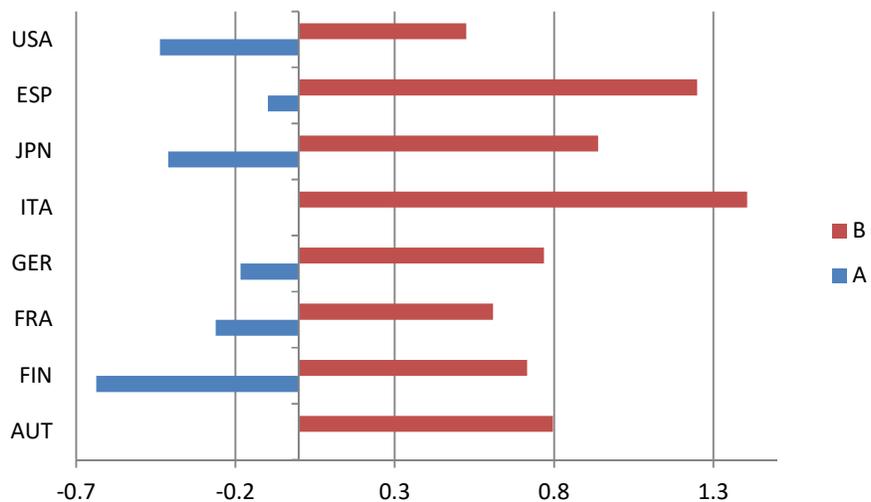


Abbildung 5.14: langfristige Preis- und Einkommenselastizitäten und Lag der Länder im Koyck-Modell

5.4 ARDL-Berechnungen

Der ARDL-Ansatz für das Basismodell mit Einkommen und Preis als erklärenden Variablen ist in Tabelle 5.4 dokumentiert. Die Koeffizienten α , β und $ECM(-1)$ liefern die entsprechenden Ergebnisse aus dem Kurzzeitmodell, die Koeffizienten A, B und C liefern die Werte für das Langzeitmodell. Die letzten fünf Reihen liefern wieder entsprechende statistische Werte, um das jeweilige Modell bewerten zu können. In rechteckigen Klammern sind in diesen Zeilen das Bestimmtheitsmaß und die

F-Statistik des Kurzzeitmodells dokumentiert. In den darüberliegenden Zeilen sind die p-Werte für die entsprechenden Koeffizienten festgehalten.

Der α -Koeffizient für die kurzfristigen Preiselastizitäten stimmt für die meisten Länder gut mit jenen aus der Koyck-Methode überein. Lediglich für die Berechnung in Japan, ist eine deutliche Abweichung zu erkennen. Dies liegt an der Einbeziehung des ersten Lags des Preises in das Modell. Nach dem SIC-Kriterium, welches für die Modelfindung in MicroFit angegeben wurde, ist das (1,1,0)-Modell jenes, mit dem höchsten Wert des Kriteriums. Wäre hier kein Lag mit einbezogen worden, wäre die Berechnung exakt jene der Koyck-Methode. Dieses Preis-Lag ist nur für Japan in das Modell inkludiert. Für die Einkommenselastizität zeigt sich ein etwas anderes Bild.

Die kurzfristigen BIP-Effekte sind für vier der acht Länder sehr deutlich über jenen der Koyck-Berechnung. Diese Länder sind Österreich (~50%), Finnland(~20%), Deutschland(~40%) und Italien(~65%). Die Werte in Klammern sind jene Werte der Koyck-Methode verglichen mit der ARDL-Methode. Der deutlichste Unterschied ist hier in Finnland festzustellen. Da die entsprechenden Modelle Einkommens-Lags größer Null enthalten, ist dies wohl wieder auf diese zurückzuführen. In Japan ist dies zwar nicht der Fall, der Wert unterscheidet sich jedoch auch hier recht stark von der vorigen Berechnung. Dies ist eventuell eine Kombination aus der Lag-Struktur und der Abweichung des Anpassungsparameters. Der Zusammenhang zwischen den beiden Anpassungskoeffizienten λ und $ECM(-1)$ ist entsprechend folgender Formel gegeben:

$$ECM(-1) = 1 - \lambda \tag{5.2}$$

Die Preiselastizitäten für das Langzeitmodell liefern Werte, welche jenen der simpleren Koyck-Berechnung ähneln. Die größte prozentuelle Änderung ist in Spanien festzustellen - etwa 50 Prozent über dem Koyck-Wert - in absoluten Werten ist diese Abweichung jedoch eher gering und in einem akzeptablen Rahmen.

In den B-Koeffizienten für die langfristige Einkommenselastizität sind ebenfalls kaum Abweichungen von der Koyck-Methode festzustellen. Die größten Abweichungen existieren in Finnland und Deutschland. Hier sind Abweichungen von etwa 0.1 auszumachen. Dies erlaubt eine konsistente Aussage dieser beiden Methoden für die Langzeitparameter.

Die Teststatistiken - korrigiertes Bestimmtheitsmaß und F-Statistik für die Langzeitmodelle liegen alle in Bereichen, welche auf eine passende Beschreibung der gegebenen Aufgabenstellung schließen lassen. Auch die entsprechenden Kurzzeitstatistiken zeigen keine bedenklichen Werte. Das kleinste

Bestimmtheitsmaß ist hier in Deutschland auszumachen, was aber mit 0.5 dennoch ausreichenden Erklärungsgehalt liefert. Die Residuenquadratsumme ist durchgehend sehr klein und bestätigt die gute Genauigkeit der Modelle.

Die serielle Korrelation zeigt in keinem der Länder - mit Ausnahme von Frankreich - bedenkliche Werte. Die Bestätigung der Berechnung in Frankreich durch das AR-korrigierte Koyck-Modell, lässt jedoch auf brauchbare Werte in dieser ARDL-Analyse schließen.

Die Homoskedastizität ist in allen Modellen gegeben, lediglich der p-Wert für Spanien unterschreitet die 0.1-Signifikanzgrenze.

Tabelle 5.4: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	AUT (1,1)	FIN (2,0,2)	FRA (2,0,0)	GER (1,0,1)	ITA (1,1)	JPN (1,1,0)	ESP (1,0,1)	USA (1,0,0)
C	-.52364 [.001]	4.5789 [.019]	2.8879 [.117]	.57366 [.582]	-5.1635 [.000]	5.2079 [.000]	-2.1929 [.001]	5.1797 [.000]
α		-.099896 [.021]	-.092260 [.008]	-.060489 [.002]		-.34060 [.000]	-.048861 [.002]	-.18646 [.000]
β	1.0055 [.000]	.72129 [.000]	.19436 [.141]	.62958 [.001]	1.0844 [.000]	.32585 [.002]	.98556 [.000]	.22388 [.006]
ECM(-1)	-.58701 [.000]	-.14155 [.022]	-.33039 [.009]	-.26991 [.014]	-.25534 [.000]	-.36798 [.000]	-.27837 [.010]	-.42686 [.001]
A		-.70575 [.003]	-.27925 [.014]	-.22411 [.051]		-.38556 [.000]	-.17553 [.037]	-.43682 [.000]
B	.80944 [.000]	.56853 [.048]	.58828 [.004]	.86179 [.000]	1.4712 [.000]	.88551 [.000]	1.2232 [.000]	.52448 [.000]
R ² korr [ECM]	.99349 [.58444]	.99361 [.66288]	.98699 [.57866]	.94425 [.49973]	.99835 [.84867]	.99387 [.64174]	.99804 [.71292]	.99384 [.52469]
F-Test [ECM]	1579.1 [23.2989]	908.3466 [14.9639]	570.1324 [11.3005]	106.8529 [9.6575]	7243.1 [102.4449]	1461.3 [22.8282]	4594.9 [31.1330]	1723.0 [12.7747]
RSS ^a	.0053689	.011879	.0095993	.0051127	.0029633	.011324	.0087147	.0067273
Kor ^b	.471	.618	.014	.328	.052	.459	.565	.116
Het ^c	.183	.232	.223	.468	.555	.813	.086	.519

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

Die Koeffizienten, die zur Berechnung der höheren Lag-Ordnungen in Finnland und Frankreich benötigt werden, sind in Tabelle 5.5 dokumentiert.

Tabelle 5.5: Koeffizienten der ARDL-Modelle mit einer Lag-Ordnung größer eins

Modell	FIN	FRA
dLE1	4.5789 [.019]	-.49345 [.003]
β_1	-.37147 [.012]	

Die folgenden beiden Abbildungen zeigen wie schon für das Koyck-Modell die kurz- und langfristigen Parameter der Länder im Vergleich.

Wie schon zuvor beschrieben sind hier die deutlichen Unterschiede für die Einkommenselastizitäten des Kurzzeitmodells für Österreich, Finnland, Deutschland und Italien stark von jenen der Koyck-Grafiken abweichend. Der höhere Preiskoeffizient der Kurzzeitberechnung in Japan sticht ebenso deutlich hervor.

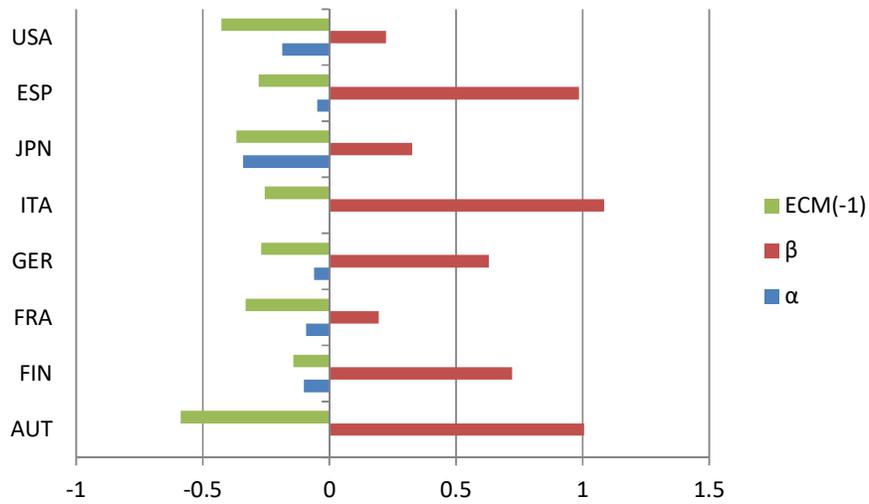


Abbildung 5.15: kurzfristige Preis- und Einkommenselastizitäten und Lag der Länder im ARDL-Modell

Die Werte des Langzeitmodells sind wie bereits erwähnt gut an jene der vorigen Berechnung angepasst. Die Einkommens- und Preiselastizitäten unterscheiden sich auf den Abbildungen 5.14 und 5.16 nur marginal.

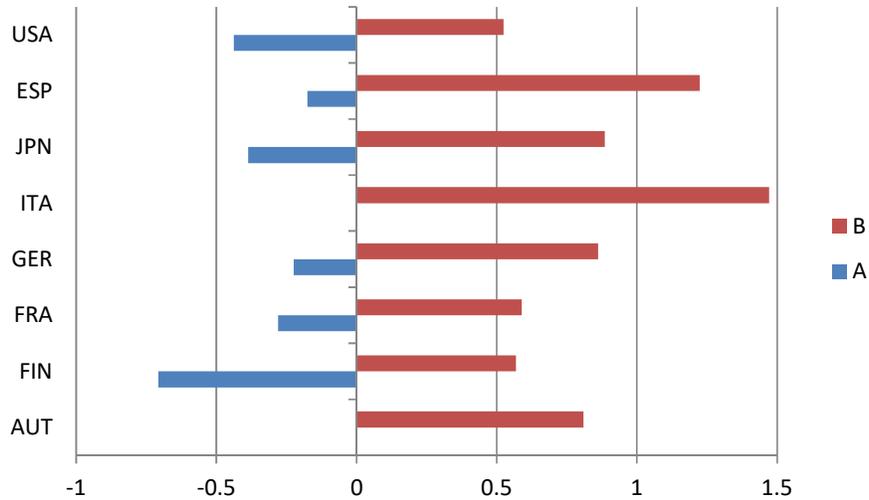
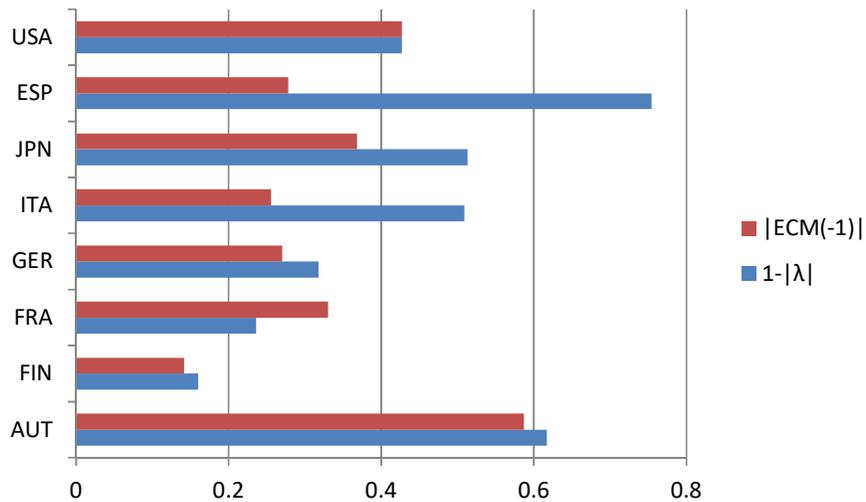


Abbildung 5.16: langfristige Preis- und Einkommenselastizitäten und Lag der Länder im ARDL-Modell

Abbildung 5.17 zeigt im Vergleich die Anpassungsparameter der beiden Methoden. Sie zeigt, für Österreich, Finnland, Frankreich, Deutschland und USA liegen diese Indikatoren für die Anpassungsgeschwindigkeit an das Gleichgewicht in Bereichen, die nicht stark voneinander abweichen. Die restlichen drei Länder weichen unterschiedlich stark ab, wobei sich hier Spanien und Italien nochmals stark von Japan abheben, die Werte somit viel weiter auseinander liegen.



Abbildungen 5.17: Vergleich der Beträge der Anpassungskoeffizienten der Koyck- und ARDL-Modelle der Länder (ECM(-1)- Absolutwerte negativ)

5.5 OLS-Berechnungen mit Heizgradtagen

Die erste Berechnungsmethode mit Heizgradtagen im Regressionsmodell ist in nachstehender Tabelle dokumentiert. Die Beschreibung erfolgt schrittweise für die Parameter α , β und Ω . Für die ersten beiden werden die Koeffizienten mit der ersten OLS-Berechnung aus Kapitel 5.1 verglichen. Die Ω -Werte aufgrund ihrer Neueinführung exakter besprochen.

Die Preiselastizitäten sind wieder in denselben vier Ländern - Frankreich, Japan, Spanien und den USA - signifikant und unterscheiden sich kaum von diesen Ergebnissen. Die Einkommenselastizitäten unterscheiden sich ebenfalls nur marginal von der vorigen Berechnung.

Die Elastizität der Heizgradtage ist in allen betrachteten Ländern - mit Ausnahme von Finnland - unter der 0.2-Marke, der Einfluss ist vergleichsweise eher gering. In Finnland liegt der Wert mit 0.41 bei über dem doppelten von Frankreich. Ein Blick auf die p-Werte zeigt, dass die Heizgradtage in nur vier Ländern essenziellen statistischen Einfluss auf den Stromverbrauch haben. Diese vier Länder sind Österreich, Finnland, Frankreich und Deutschland, wobei im zuletzt genannten der Koeffizient unter 0.1 Prozent liegt. In europäischen Ländern, die in klimatisch wärmeren Regionen liegen, haben die HDD keinen Einfluss. Auch Japan und die USA zeigen keinen wichtigen Beitrag der Heizgradtage, da sie zwar unter der 0.1 Signifikanzgrenze liegen, aber nur einen kleinen Koeffizienten aufweisen. Für die rechte Hälfte der unteren Tabelle sind also die Modelle aus Kapitel 5.1 zu bevorzugen.

Die Statistiken in den letzten fünf Reihen zeigen gute Bestimmtheitsmaße, F-Tests und Residuenquadratsummen. Die Nullhypothese der seriellen Korrelation wurde in allen Modellen abgelehnt, wodurch eine Korrektur mittels „AR Errors (exact ML)“-Schätzer notwendig ist, um korrekte Koeffizienten zu erhalten. In Frankreich und Finnland lag zusätzlich noch Heteroskedastizität vor, wodurch diese Koeffizienten mittels Newey-West-Schätzern berechnet wurden.

Tabelle 5.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
C	-1.6017 [.000]	-4.7436 [.009]	-1.8706 [.015]	1.7423 [.053]	-3.5708 [.000]	3.2844 [.000]	-3.0746 [.000]	2.9590 [.001]
α			-.16501 [.000]			-.28221 [.000]	-.070049 [.042]	-.32215 [.000]
β	.81670 [.000]	1.0839 [.000]	.97327 [.000]	.48758 [.000]	1.2042 [.000]	.96724 [.000]	1.2468 [.000]	.62377 [.000]
Ω	.12753 [.001]	.40985 [.006]	.16674 [.031]	.082837 [.023]	.044139 [.110]	.053984 [.090]	.026684 [.457]	.088147 [.080]
R ² korr	.99459	.89887	.97619	.93640	.99766	.99385	.99764	.99320
F-Test	1839.2	165.4353	411.0304	123.6972	5252.9	1495.3	3807.4	1169.1
RSS ^a	.0038570	.29092	.018247	.0061100	.0046670	.012665	.010514	.0071770
Kor ^b	.001	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
Het ^c	.315	.026	.003	.784	.142	.872	.071	.199

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

Abbildung 5.18 zeigt hier die berechneten Koeffizienten aus Tabelle 5.6. Zu beachten ist, dass die Koeffizienten für die obersten vier Länder - USA, Spanien, Japan und Italien - aufgrund der nicht essenziellen Heizgradtage Modelle liefern, die gegenüber der Berechnung in 5.1 nicht zu bevorzugen sind.

Man sieht sofort den großen Einfluss der Heizgradtage in Finnland, dies liegt eventuell an der mit Abstand größten Anzahl an Heizgradtagen und dem damit verbundenen hohen Einfluss auf den Lebensstil. Interessant sind hier auch die gleichen Beträge von Preisen und Heizgradtagen in Frankreich. Diese Effekte heben sich aufgrund der unterschiedlichen Vorzeichen bei gleichen Änderungen der entsprechenden Größen auf.

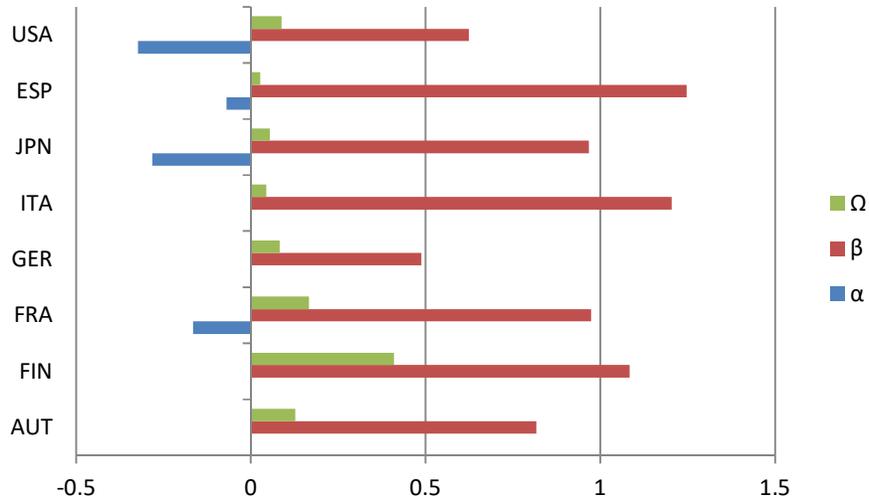


Abbildung 5.18: Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten der Länder im OLS-Modell mit Heizgradtagen

5.6 Rolling-Regressionen mit Heizgradtagen

5.6.1 Österreich

Die Heizgradtage zeigen in Österreich, wie in Abbildung 5.20 ersichtlich, seit 2003 einen wachsenden Einfluss auf den Stromverbrauch. Der Koeffizient war anfangs konstant, stieg danach kurz an und fiel anschließend bis zum Start des oben beschriebenen Wachstums stetig ab.

Der Koeffizient des Einkommens wird - im Vergleich mit Kapitel 5.2 - nicht sehr stark verändert. Lediglich am Ende wirkt der Parameter stabiler, fällt nicht in dem Maß ab. Die geringe Änderung hier dürfte mit dem eher kleinen Einfluss der Heizgradtage erklärbar sein. Die BIP-Elastizität ist weiterhin die dominante Größe in Österreich und liegt gegen Ende der Betrachtungen bei einem Werte der mehr als dem Vierfachen der Heizgradtage entspricht. Die fallende Tendenz über den gesamten Zeitraum bleibt jedoch erhalten.

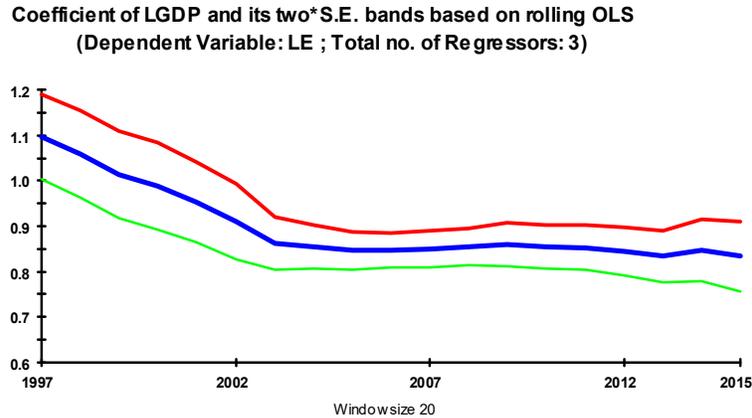


Abbildung 5.19: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Österreich (HDD)

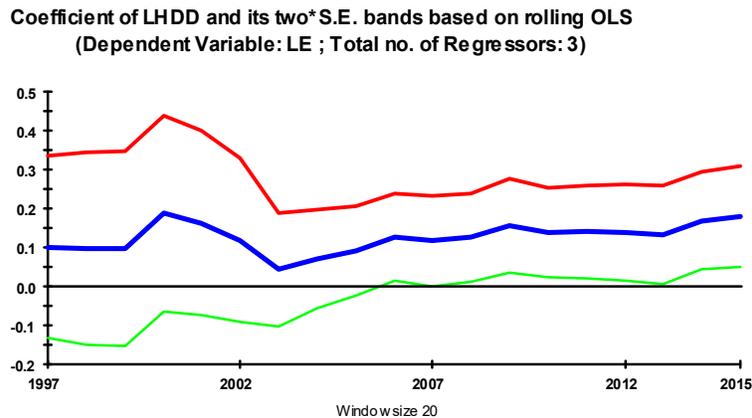


Abbildung 5.20: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Österreich (HDD)

5.6.2 Finnland

Der Verlauf der Heizgradtage-Koeffizienten in Finnland ist stark schwankend. Zudem ist er durchgehend positiv. Dieser ist anfangs bei 0.5 und fällt danach bis unter 0.25 ab. Nach einem kurzen steilen Anstieg fällt er wieder ab und bleibt unter der 0.25 Marke. Über den gesamten Beobachtungsbereich gesehen, fällt der Einfluss der HDD also ab.

Der Einfluss auf den BIP-Verlauf ist hier aufgrund des höheren Betrages der Heizgradtage - im Vergleich zu den restlichen Ländern - am stärksten. Zu Beginn wird der Einfluss auf fast 1.8 angehoben. Auch das zweite Maximum im HDD-Verlauf zeigt einen Hub des BIP-Koeffizienten verglichen mit der Rolling-Window-Berechnung aus Kapitel 5.2. In Bereichen kleinerer HDD-

Koeffizienten sind die Unterschiede weniger deutlich. Insgesamt bleibt das Verhalten der BIP-Elastizitäten jedoch sinkend.

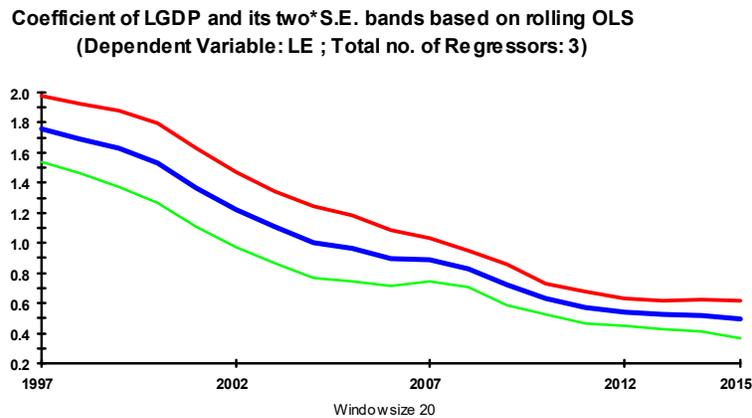


Abbildung 5.21: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Finnland (HDD)

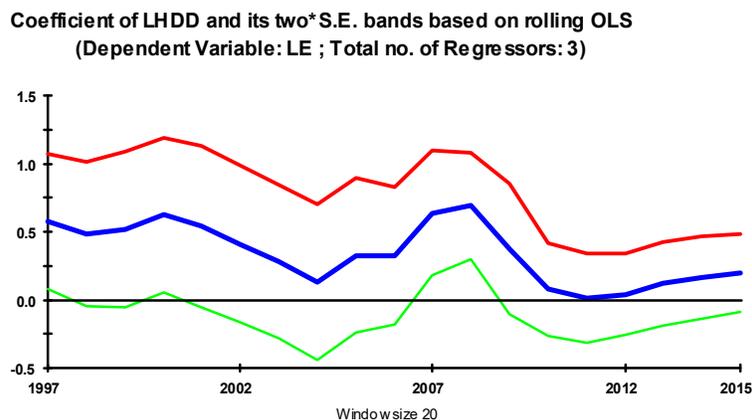


Abbildung 5.22: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Finnland (HDD)

5.6.3 Frankreich

Für Frankreich ergibt sich für die Preise und somit für die Bereiche, in der die Rolling-Window-Methode brauchbare Werte liefert, ein etwas verändertes Bild. Verglichen mit der ersten Berechnung zeigt sich hier nur ein Bereich ab 2007, in dem die Koeffizienten korrekt interpretiert werden können. Die Preise sind im ersten Bereich angehoben und somit nicht für eine Interpretation geeignet, da sie sich in den Berechnungen für die Jahre 1997 bis 2007 in der positiven Halbebene befinden. Die valide Phase zeigt konstante, jedoch kleine Koeffizienten der Preiselastizität. Sie

befinden sich in etwa in dem Wertebereich, der auch in der OLS-Berechnung als Resultat angeführt wird.

Der Verlauf der Einkommenselastizität ist also am Beginn der gültigen Preise noch etwas über dem Endwert. Die Tendenz bleibt hier also, wie schon in der Berechnung ohne HDD, leicht sinkend. Die Berechnung ohne Preise befindet sich im Anhang und erlaubt eine Aussage über den gesamten Zeitraum, jedoch ohne die laut OLS-Analyse signifikanten Preise.

Die Heizgradtage haben ab 2007 einen sinkenden Verlauf bis 2010 und steigen danach wieder leicht an. Die Werte in den Jahren 2007 und 2015 liegen ungefähr auf dem gleichen Wert. Eine Berechnung ohne Preiseinflüsse, welche einen Eindruck über den Zeitraum 1997 bis 2015 zulässt, befindet sich im Anhang.

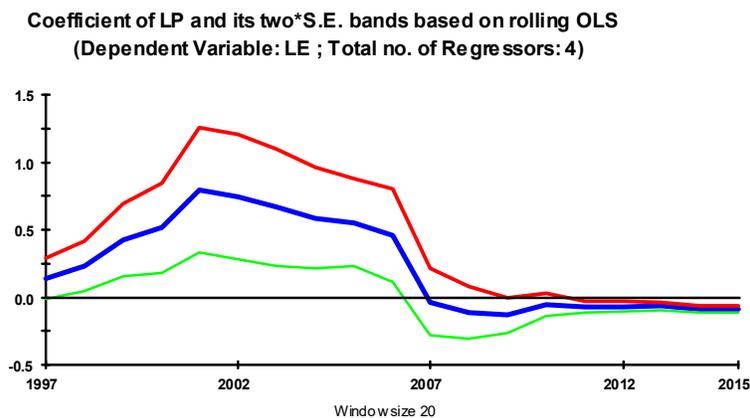


Abbildung 5.23: zeitlicher Verlauf der Preiselastizität in Frankreich (HDD)

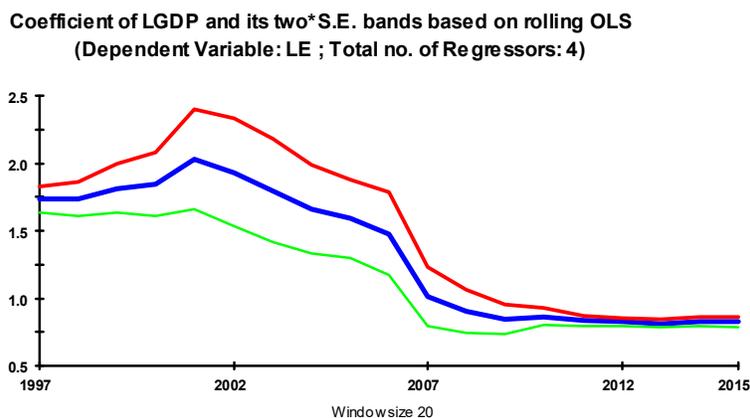


Abbildung 5.24: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Frankreich (HDD)

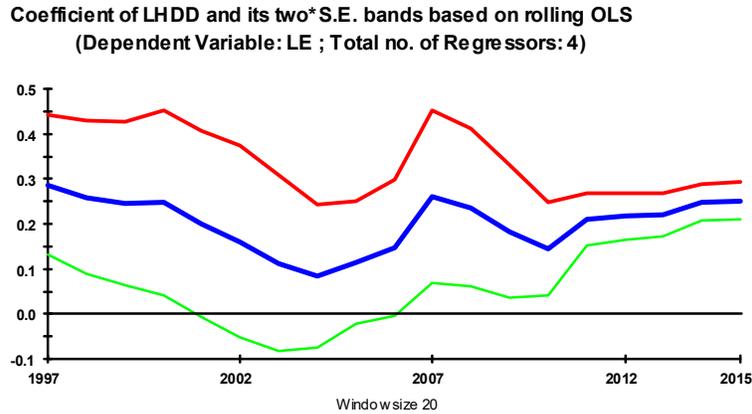


Abbildung 5.25: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Frankreich (HDD)

5.6.4 Deutschland

In Deutschland sind wie in Österreich und Finnland nur die Verläufe für das BIP und die HDD aufgetragen, da diese laut OLS-Berechnung essentiell für die Beschreibung des Modells sind.

Der Graph der Heizgradtage zeigt interessanterweise, dass sie im ersten Drittel der Berechnungen, mit einer kurzen Ausnahme vor 2002, im negativen Bereich verlaufen. Erst im letzten Drittel erfolgt ein recht starker Anstieg, wodurch sich die Heizgradtage in den erwarteten positiven Bereich bewegen. Die Koeffizienten sind unabhängig von ihrem Vorzeichen durchgehend sehr klein. Die Werte liegen, mit einer Ausnahme im Jahr 2007, immer in Bereichen von unter 0.1 Prozent. Nichtsdestotrotz lässt sich eine Erhöhung des Koeffizienten über den Betrachtungszeitraum feststellen.

Der Verlauf der Einkommenselastizität wird durch die durchgehend geringe Heizgradtage-Elastizität kaum beeinflusst. Vergleicht man den Verlauf mit jenem aus Kapitel 5.2, lässt sich optisch kein Unterschied feststellen. Über den gesamten Beobachtungsbereich ist der Koeffizient steigend, mit einer sehr starken Schwankung, die im Zentrum der Rolling-Window-Berechnung ihren Anfang hat.

**Coefficient of LGDP and its two*S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE ; Total no. of Regressors: 3)**

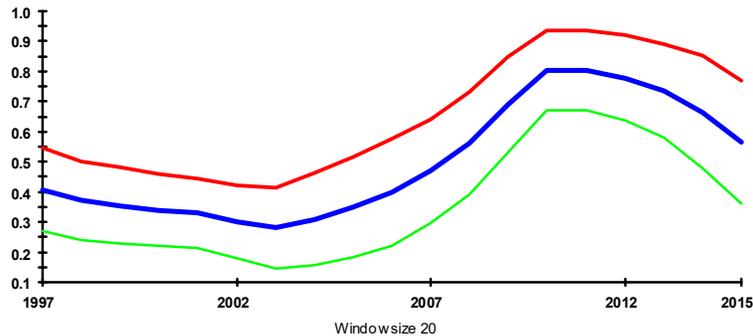


Abbildung 5.26: zeitlicher Verlauf der Einkommenselastizität in Deutschland (HDD)

**Coefficient of LHDD and its two*S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE ; Total no. of Regressors: 3)**

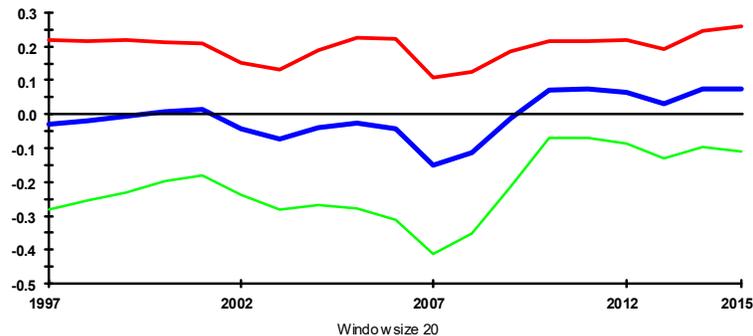


Abbildung 5.27: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Deutschland (HDD)

5.6.5 Länder ohne Signifikanz der Heizgradtage (ITA, JAP, SPA, USA)

Da die OLS-Berechnungen für diese vier Länder keinen einflussreichen Heizgradtagekoeffizienten liefern, wird nur zur Information, jedoch ohne genauere Analyse der übrigen Koeffizienten, der Verlauf der Heizgradtage dokumentiert. Da die Koeffizienten eher im unteren Bereich angesiedelt sind, wird kein starker Einfluss auf die restlichen Parameter angenommen. Zur Vollständigkeit sind die Berechnungen im Anhang zu finden.

In Italien sind sie zuerst negativ und steigen dann in den positiven Bereich an. Sie haben über einen längeren Zeitraum einen konstanten Wert und fallen gegen Ende wieder ab. Die Beträge erreichen wie schon zuvor in Deutschland kaum die 0.1-Grenze. Wären demnach auch bei einem signifikanten p-Wert nicht von großer Bedeutung für den Stromverbrauch.

In Japan zeigt sich ein interessanterer Verlauf. Hier sind die Werte zu Beginn deutlich im positiven Bereich. Die Koeffizienten liegen bis 2005 über der 0.2-Prozent Grenze. Dies ist die Grenze, die über den gesamten Bereich in der OLS-Berechnung nur Finnland übertrifft. Danach nimmt der Parameter sukzessive ab und beendet die Berechnungsreihe sogar im leicht negativen Bereich. Dies ist wiederum ungewöhnlich, da ein positiver Zusammenhang erwartet wurde. Der zunächst starke Einfluss könnte auch ein Grund dafür sein, dass die Heizgradtage in Japan die 0.1-Signifikanzgrenze unterschreiten. Erst durch den Rückgang des Parameters könnte ein größerer Einfluss reduziert worden sein.

In Spanien zeigt sich ein ähnliches Bild wie es zuvor schon in Deutschland und Italien festgestellt wurde. Die Werte des HDD-Parameters für die berechneten Zeitabschnitte befinden sich immer im Bereich der Nulllinie und erreichen kaum die 0.1-Prozent Marke. Sie sind bis ins Jahr 2012 sogar negativ und erst danach in der positiven Ebene zu finden.

Die HDD-Elastizitäten in den USA, liegen zwar für die meisten Subsample-Berechnungen in einem Bereich, der mit den Heizgradtagen in Österreich zu vergleichen ist, sind aber trotzdem nicht signifikant für das OLS-Modell der USA. Anzumerken ist, dass sie zwar nicht das 95-Prozent Niveau erreichen sehr wohl aber das 90%-Signifikanzlevel. Dies liegt eventuell an der besseren Beschreibung des Stromverbrauchs durch die beiden anderen erklärenden Variablen - Preis und Einkommen.

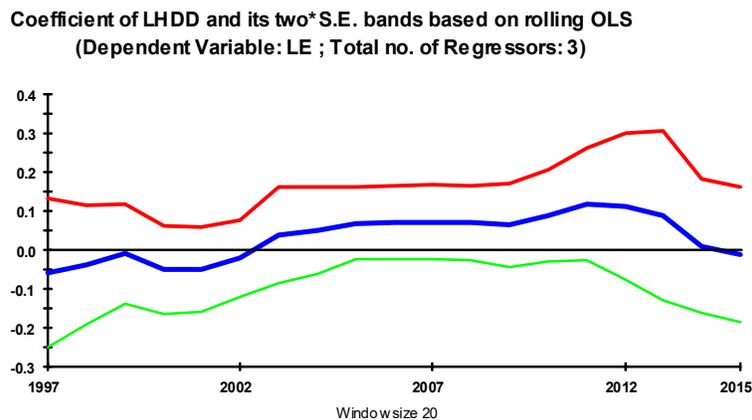


Abbildung 5.28: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Italien (HDD)

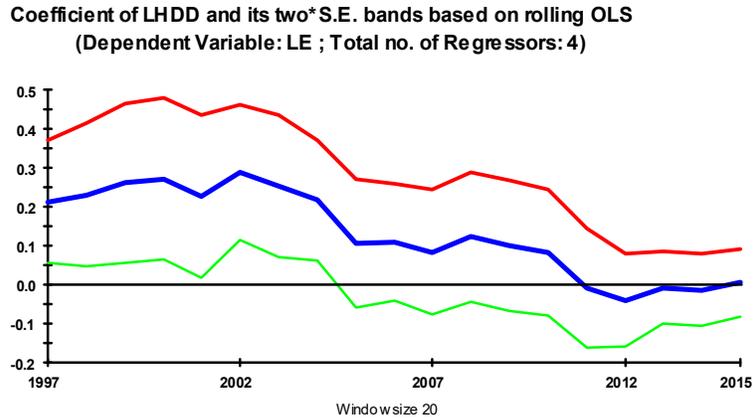


Abbildung 5.29: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Japan (HDD)

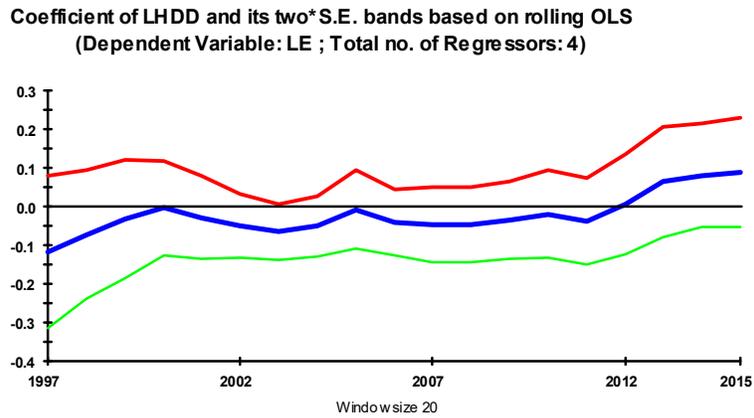


Abbildung 5.30: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in Spanien (HDD)

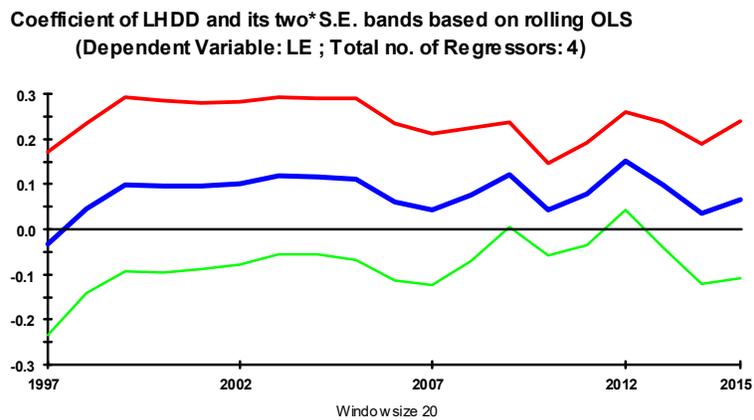


Abbildung 5.31: zeitlicher Verlauf der Heizgradtagelastizität in den USA (HDD)

Zusammenfassung der tendenziellen Änderungen in Tabellenform:

In Tabelle 5.7 sind die Änderungen der Koeffizienten über den gesamten Zeitraum festgehalten. Minus - bedeutet es liegt eine sinkende, Plus + eine steigende und Doppeltilde \approx eine etwa gleichbleibend Einflussstärke über den gesamten Zeitraum vor - hier werden die Anfangs- und Endwerte, der gültigen Bereiche, stark mit einbezogen. Da lediglich die vorhin analysierten Grafiken für diese Analyse zur Verfügung stehen, sind diese Werte mit mehr oder weniger großen Ablesefehlern verbunden. Die entsprechenden Änderungen sind in den mit Preis und BIP gekennzeichneten Zeilen dokumentiert. Unter Verlauf ist dokumentiert, ob deutliche Schwankungen (s) im Preis oder BIP-Verlauf - getrennt durch „/“ festzustellen waren oder die tendenzielle Richtung nicht geändert wurde - wird mit „t“, markiert.

Die Änderung des Einkommenskoeffizienten mit der Zeit in Österreich zeigt das gleiche Verhalten wie schon in Tabelle 5.2 dokumentiert - stetig sinkend. Die Heizgradtage erfahren hingegen einen Zuwachs, welcher jedoch schwankend verläuft. In Finnland bleibt der Koeffizient für das Einkommen durchgehend fallend und auch der Einfluss der Heizgradtage nimmt ab, dies ist jedoch mit Schwankungen behaftet. Preis und Heizgradtage in Frankreich erfahren mit der Zeit Änderungen, bleiben jedoch auf etwa gleichem Level, wenn man Anfang und Ende der Berechnungen vergleicht. Der Einkommensbeitrag ist wie schon in der ersten Rolling-Regression stetig sinkend. In Deutschland zeigen sich schwankungsbehaftete Erhöhungen der Einkommens- und Heizgradtageinflüsse.

Tabelle 5.7: Tabellarische Zusammenfassung der zeitlichen Verläufe der Koeffizienten der Länder (Modelle mit Heizgradtagen, nur Länder mit signifikanten Heizgradtagen, nach Gleichung 4.8)

	AUT	FIN	FRA	GER
Preis			\approx	
BIP	-	-	-	+
HDD	+	-	\approx	+
Verlauf	t/s	t/s	s/t/s	s/s

5.7 Koyck-Berechnungen mit Heizgradtagen

Bei der Koyck-Berechnung des Heizgradtage-Modells zeigen sich dieselben vier Länder mit signifikantem Einfluss der zusätzlichen erklärenden Variablen. Die vier Länder in denen die HDD-Koeffizienten nicht ausschlaggebend sind - Italien, Japan, Spanien und die Vereinigten Staaten - zeigen durchgehend sehr kleine Werte für die kurzfristigen Klimaelastizitäten, welche im Bereich von

0.2 bis 0.7 liegen. In den restlichen Ländern, in denen die Heizgradtage essenziellen Einfluss auf den Stromverbrauch haben, liegen die Werte in Bereichen von 0.13 bis 0.24. Diese Werte zeigen zwar Signifikanz der Parameter an, der Einfluss ist jedoch eher gering. Eine Ausnahme bildet hier Finnland, wo der HDD-Einfluss über jenem der Preiselastizität liegt. Dies ist eher ungewöhnlich und wird in der ARDL-Berechnung nochmals genauer überprüft.

Der Wert der kurzfristigen HDD-Elastizität in Finnland hat zur Folge, dass auch der langfristige Koeffizient O über jenem des Einkommens liegt. Die O -Koeffizienten in Österreich, Frankreich und Deutschland liegen entsprechend ihrer kurzfristigen Einflüsse und der Lag-Beziehung unter jenen der B -Elastizitäten. Wobei die Koeffizienten für langfristigen Heizgradtageeinfluss nicht in dieser Höhe erwartet wurden und eventuell auch nicht einflussreich sind. Dies kann mit Hilfe der ARDL-Methode im Anschluss überprüft werden.

Zieht man einen Vergleich zwischen Tabelle 5.3 und Tabelle 5.8 sieht man keine großen Änderungen der α -Werte. Die kurzfristigen Einkommenselastizitäten in zwei Ländern variieren stark. Dies betrifft Finnland und Frankreich, wo die Koeffizienten etwa 50-Prozent in Kapitel 5.3 betragen.

Die Lag-Koeffizienten bleiben annähernd gleich, die größte Änderung ist in Frankreich festzustellen. Die Differenz zwischen den beiden Modellen beträgt 0.13.

Die Statistiken in den letzten fünf Zeilen zeigen für alle Ländermodelle gute Bestimmtheitsmaße, F -Statistiken und Residuenquadratsummen. Die Heterogenität ist in keinem der untersuchten Länder ein Problem. Lediglich in Spanien ist eine Korrektur der seriellen Korrelation der Residuen mit Hilfe der Cochrane-Orcutt-Schätzer notwendig.

Tabelle 5.8: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
C	-1.4436 [.005]	-1.6701 [.047]	-1.5757 [.001]	-1.0142 [.074]	-2.6087 [.000]	2.2393 [.000]	-2.2993 [.000]	1.7354 [.007]
α		-.12316 [.010]	-.083857 [.004]	-.064916 [.001]		-.23194 [.000]	-.071194 [.036]	-.19852 [.000]
β	.45990 [.001]	.20619 [.021]	.33370 [.002]	.25454 [.001]	.71822 [.000]	.53658 [.000]	.95918 [.000]	.24152 [.004]
Ω	.13197 [.015]	.23652 [.008]	.21168 [.000]	.12724 [.006]	.023339 [.549]	.070691 [.103]	.021414 [.564]	.063780 [.259]
λ	.45073 [.005]	.79756 [.000]	.63464 [.000]	.73063 [.000]	.49559 [.000]	.45330 [.000]	.23377 [.057]	.55213 [.000]
A		-.606	-.229	-.241		-.424	-.093	-.443
B	.837	1.019	.913	.945	1.424	.981	1.252	.539
O	.240	1.168	.579	.472	.046	.129	0.028	.142
R ² korr	.99280	.99079	.99082	.94802	.99698	.99331	.99762	.99391
F-Test	1426.2	969.1893	810.1944	114.9970	3969.0	1336.7	2932.2	1307.1
RSS ^a	.0059409	.021308	.0067776	.0047665	.0054010	.012374	.0094521	.0064233
Kor ^b	.142	.952	.608	.142	.853	.419	.026	.224
Het ^c	.551	.354	.715	.574	.373	.234	.657	.606

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

In Abbildung 5.32 sind die aus Tabelle 5.8 kurzfristigen Elastizitäten der drei beschreibenden Variablen und der Lag-Parameter zu finden. Mit dem ersten Blick fallen die vier Länder mit den größten Koeffizienten auf, welche auch signifikanten Einfluss der Heizgradtage aufweisen. Der Einkommenskoeffizient ist - ebenso wie in der Berechnung ohne HDD - in Spanien eher am oberen Ende der laut *Energiemodelle und Analysen (2016)*³⁷ zu erwartenden Werte angeordnet.

Zu erkennen sind auch die deutlichen Unterschiede des Lag-Einflusses in Frankreich und die Beta-Koeffizienten in Finnland und Frankreich, welche deutlich von jenen in Kapitel 5.3 abweichen. Dieses Verhalten setzt sich in Abbildung 5.33 für die Langzeitelastizitäten fort. Die beiden Einkommenselastizitäten in Spanien und Italien sind hier wieder die größten und liegen über der 1-Prozent Grenze. Finnland übertritt diese ebenso, wenn auch nur gering. Hier ist auch der größere Einfluss der Heizgradtage zu erkennen, dies wird wie zuvor schon erwähnt in der ARDL-Methode genauer überprüft, da dieses Verhalten eher nicht zu erwarten war.

³⁷ vgl. Haas, Auer: „*Energiemodelle und Analysen*“, 2016, S. 4-5

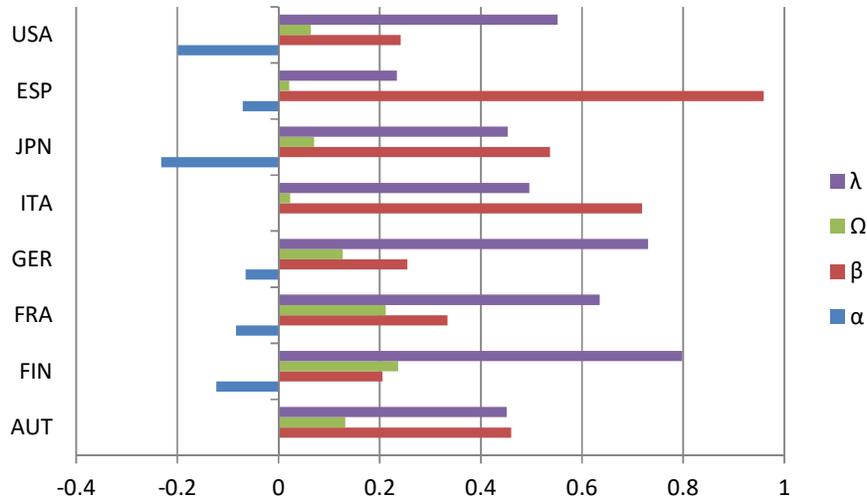


Abbildung 5.32: kurzfristige Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten und Lag der Länder im Koyck-Modell mit Heizgradtagen

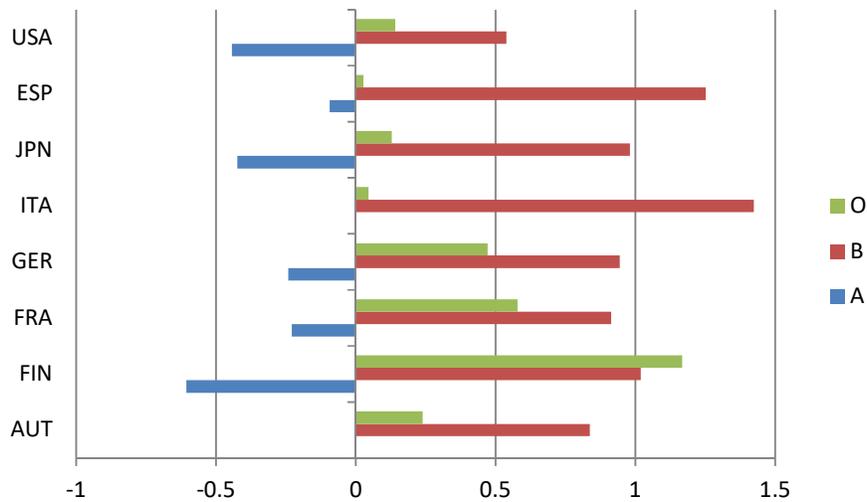


Abbildung 5.33: langfristige Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten der Länder im Koyck-Modell mit Heizgradtagen

5.8 ARDL-Berechnungen mit Heizgradtagen

Die zweite Berechnung mit der ARDL-Methode ist in Tabelle 5.9 zu finden. Die Einträge der ersten Zeile entsprechen den berechneten Konstanten C, der Länderanalysen.

Zunächst werden die kurzfristigen Parameter mit der Berechnung aus 5.4 verglichen. Die Preiselastizitäten verändern sich kaum. Wird die prozentuelle Veränderung näher untersucht, ist

diese in Frankreich am größten. Sie beträgt etwa 45%, in absoluten Werten ist diese Änderung jedoch marginal, da sie sich im hundertstel Prozentbereich abspielt.

Für die Einkommenselastizitäten ergeben sich für sieben der betrachteten Länder annähernd gleiche Werte. Diese Länder sind Österreich, Finnland, Deutschland, Italien, Japan, Spanien und die USA. Wobei hier in Deutschland die Differenz mit etwa 0.1 am größten ist. Hervorzuheben ist Frankreich, wo sich ein deutlicher Unterschied zur ersten ARDL-Analyse ergibt. Der BIP-Koeffizient wächst hier von 0.194 auf 0.727 an. Dies dürfte an der Lag-Ordnung des Modells liegen, da hier im Vergleich zum vorigen Modell das zweite Lag des Einkommens mit einbezogen wurde, was den erhöhten Koeffizienten erklären sollte.

Die kurzfristige Elastizität der Heizgradtage bestätigt hier jene Werte, die durch die Koyck-Berechnung erzielt wurden. Die größte Differenz gibt es hier in Finnland, wo der Wert der ARDL-Berechnung um 0.067 unter jenem der Koyck-Berechnung liegt.

Ein Vergleich der Fehlerkorrekturterme mit jenen der ersten ARDL-Berechnung zeigt ebenfalls kaum Unterschiede in den Koeffizienten. Der stärkste Unterschied ist in Frankreich festzustellen wo der Betrag um 0.13 unter dem zuerst berechneten liegt.

Das Fehlerkorrekturmodell wird also Großteils durch jenes der ersten ARDL-Berechnung und die Koyck-Methode bestätigt.

Eine Betrachtung der Langzeitpreiselastizitäten zeigt für die meisten Länder ähnliche Werte wie in Kapitel 5.4. Die Preiselastizität in Deutschland zeigt hier mit einer Differenz von 0.12 die größte Abweichung von diesem Wert.

Die langfristigen Einkommenselastizitäten zeigen ebenfalls in Deutschland den größten Unterschied zum ersten ARDL-Modell. Hier fällt die Differenz noch größer als für die Preise aus. Sie beträgt 0.35 und dürfte mit dem großen Wert der Heizgradtage im Langzeitmodell Deutschlands zusammenhängen. Die restlichen Einkommenselastizitäten entsprechen etwa jenen aus der ersten ARDL-Berechnung.

Die langfristigen Heizgradtage zeigen ein etwas abgewandeltes Bild im Vergleich zur Berechnung des vorigen Kapitels. Für Italien, Japan, Spanien und die USA sind sie weiterhin nicht signifikant. Für zwei der vier Länder, die zuvor eine Signifikanz der Heizgradtage zeigten, sind die Langzeitparameter nicht essenziell. Diese zwei Länder sind Finnland und Frankreich, deren Werte auch deutlich unter jenen der Koyck-Berechnung liegen. Für Österreich und Deutschland bleiben die Langzeitkoeffizienten

ausschlaggebend und sind verglichen mit jenen der vorigen Berechnung höher. Der Wert in Deutschland ist mit 0.778 mit Abstand der Größte.

Die Teststatistiken in den untersten fünf Zeilen zeigen gute Bestimmtheitsmaße und F-Statistiken für die Kurz- und Langzeitmodelle. Die Fehlerquadratsummen sind durchgehend sehr klein. Probleme mit serieller Korrelation der Residuen liegen lediglich in Italien vor, wobei dieses Modell nicht jenem der ersten ARDL-Methode zu bevorzugen ist, da die Heizgradtage - so wie in Japan, Spanien und den USA - nicht signifikant sind. Es liegen keine Probleme mit heteroskedasten Fehlern vor.

Tabelle 5.9: ARDL-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch der Länder (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	AUT (1,1,0)	FIN (1,0,2,1)	FRA (1,0,2,1)	GER (1,0,1,0)	ITA (1,1,0)	JPN (1,1,0,0)	ESP (1,0,1,0)	USA (1,0,0,0)
C	-3.3706 [.003]	3.1215 [.684]	2.1201 [.331]	-7.8822 [.066]	-6.6855 [.000]	3.9452 [.003]	-2.6018 [.079]	3.8748 [.004]
α		-.083495 [.046]	-.050506 [.010]	-.068621 [.000]		-.35437 [.000]	-.047713 [.003]	-.19852 [.000]
β	1.0366 [.000]	.76552 [.000]	.72705 [.000]	.73975 [.000]	1.0955 [.000]	.38305 [.001]	.99970 [.000]	.24152 [.004]
Ω	.15550 [.001]	.16931 [.015]	.20192 [.000]	.15480 [.000]	.034349 [.235]	.064209 [.112]	.012071 [.767]	.063780 [.259]
ECM(-1)	-.50352 [.000]	-.12941 [.032]	-.20329 [.003]	-.19899 [.009]	-.24456 [.001]	-.40525 [.000]	-.28395 [.010]	-.44787 [.000]
A		-.64520 [.005]	-.24844 [.002]	-.34485 [.020]		-.40588 [.000]	-.16804 [.049]	-.44324 [.000]
B	.86628 [.000]	.70718 [.022]	.60612 [.000]	1.2188 [.000]	1.5337 [.000]	.94523 [.000]	1.2310 [.000]	.53925 [.000]
O	.30882 [.013]	.055208 [.942]	.063362 [.748]	.77795 [.029]	.14045 [.276]	.15844 [.105]	.042512 [.764]	.14241 [.257]
R ² korr [ECM]	.99567 [.72349]	.99451 [.71037]	.99750 [.91899]	.97536 [.77892]	.99837 [.85075]	.99418 [.65947]	.99799 [.70451]	.99391 [.52996]
F-Test [ECM]	1783.7 [28.3703]	907.0899 [18.5691]	1710.6 [69.4692]	198.9380 [23.2702]	5508.5 [69.7360]	1230.5 [18.6792]	3571.3 [22.7077]	1307.1 [10.0197]
RSS ^a	.0034449	.0098533	.0016326	.0021518	.0028340	.010427	.0086896	.0064233
Kor ^b	.994	.092	.093	.362	.040	.633	.483	.224
Het ^c	.732	.613	.115	.792	.829	.420	.117	.606

^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

In Tabelle 5.10 sind die entsprechenden Koeffizienten für Modelle mit einer Lag-Ordnung größer zwei zu finden.

Tabelle 5.10: Koeffizienten der ARDL-Modelle mit Heizgradtagen mit einer Lag-Ordnung größer eins

Modell	FIN	FRA
β_1	-.45215 [.001]	-.47561 [.003]

Die beiden Grafiken im Anschluss zeigen wie schon in den vorigen Kapiteln die in den Tabellen dokumentierten Werte. Zuerst sind die kurzfristigen Koeffizienten aus dem Fehlerkorrekturmodell zu finden und in der zweiten Abbildung jene des Langzeitmodells.

Die angesprochene, immense Änderung des Einkommensparameters in Frankreich fällt hier sofort auf, wenn man dies mit Abbildung 5.15 vergleicht. Die restlichen Einkommens- sowie Preiselastizitäten zeigen optisch keine großen Unterschiede. Die Heizgradtage entsprechen etwa dem Bild aus Abbildung 5.32.

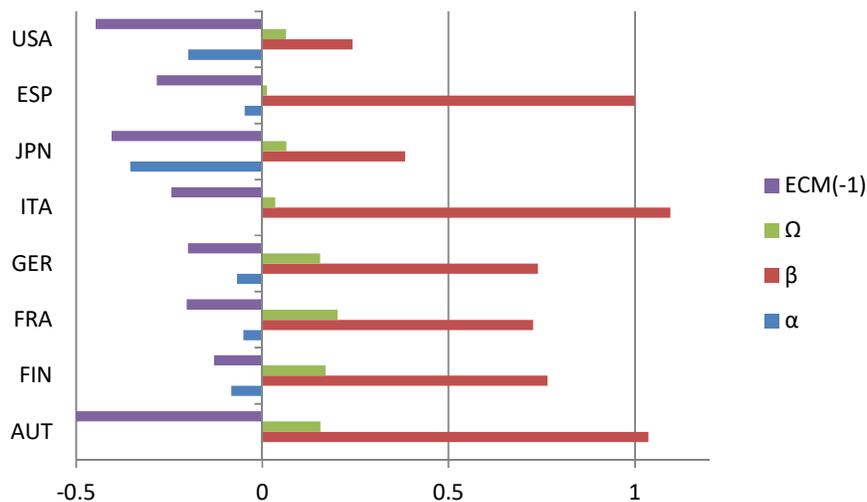


Abbildung 5.34: kurzfristige Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten und Lag der Länder im ARDL-Modell mit Heizgradtagen

Vergleicht man die Abbildung der Koeffizienten des Langzeitmodells aus dem aktuellen und dem ersten ARDL-Kapitel, zeigt sich sofort die starke Änderung des Einkommenskoeffizienten in Deutschland. Die übrigen Einkommens und Preiselastizitäten zeigen optisch keine markanten Änderungen.

Verglichen mit der Abbildung 5.16 aus der Koyck-Berechnung mit Heizgradtagen zeigen sich hier die starken Schwankungen der langfristigen HDD-Elastizitäten der untersten vier Länder. Für Finnland und Frankreich entsprechend der Ergebnisse in Tabelle 5.9 deutlich kleiner, für Österreich und Deutschland mitunter sehr viel größer, als in der Koyck-Berechnung.

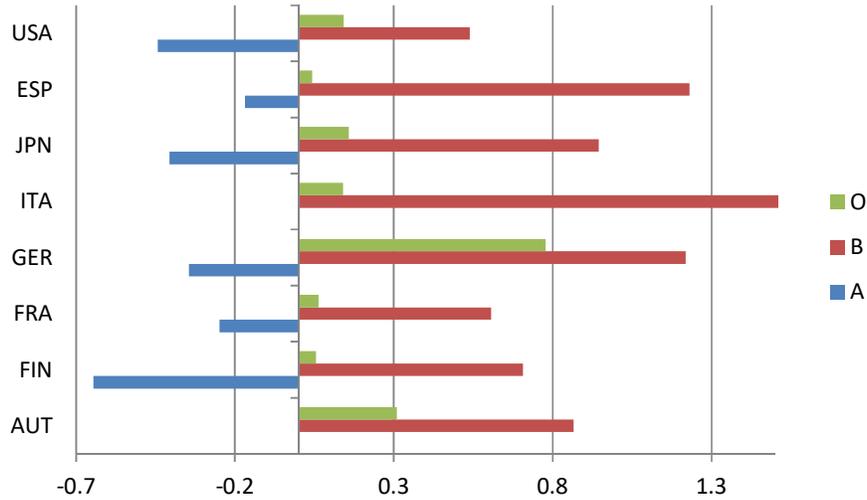


Abbildung 5.35: langfristige Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten und Lag der Länder im ARDL-Modell mit Heizgradtagen

5.9 Panel-Daten

In Tabelle 5.11 sind die entsprechenden Koeffizienten für die Least Square Dummy Variable (LSDV)-Panel-Analyse dokumentiert. Die vier Modelle lauten wie folgt:

Modell A:

$$\log(E) = \delta + \delta_i D_i + \alpha * \log(P) + \alpha_i \log(P) D_i + \beta * \log(Y) + \beta_i \log(Y) D_i \tag{5.3}$$

Modell B:

$$\log(E) = \delta + \delta_i D_i + \alpha * \log(P) + \alpha_i \log(P) D_i + \beta * \log(Y) + \beta_i \log(Y) D_i + \lambda * \log(E_{t-1}) + \lambda_i \log(E_{t-1}) D_i \tag{5.4}$$

Modell C:

$$\log(E) = \delta + \delta_i D_i + \alpha * \log(P) + \alpha_i \log(P) D_i + \beta * \log(Y) + \beta_i \log(Y) D_i + \Omega * \log(HDD) + \Omega_i \log(HDD) D_i \tag{5.5}$$

Modell D:

$$\begin{aligned} \log(E) = & \delta + \delta_i D_i + \alpha * \log(P) + \alpha_i \log(P) D_i + \beta * \log(Y) + \beta_i \log(Y) D_i + \Omega * \log(HDD) \\ & + \Omega_i \log(HDD) D_i + \lambda * \log(E_{t-1}) + \lambda_i \log(E_{t-1}) D_i \end{aligned} \quad (5.6)$$

mit $i = 1 \dots 7$

Wobei hier E dem Stromverbrauch, P dem realen Preis, Y dem realen Einkommen, HDD den Heizgradtagen und D der Dummy-Variable entspricht.

Die Ergebnisse sind recht unterschiedlich. Es ist erkennbar, dass die Modelle - A und C- ohne Lag-Variablen recht gute Ergebnisse liefern, welche in etwa mit jenen der vorangegangenen OLS-Analysen der einzelnen Länder übereinstimmen. Die USA sind hier als Bezugsland festgelegt und die Elastizitäten sind direkt aus Tabelle 5.11 zu entnehmen - entsprechende Koeffizienten sind mit dem Index „USA“ gekennzeichnet. Für die beiden Modelle B und D mit Koyck-Lag sind die Ergebnisse nicht interpretiert worden, da einige Koeffizienten nicht plausible Werte lieferten. Dies betrifft in Modell B den Einkommenskoeffizienten, welcher lediglich in Deutschland das notwendige positive Vorzeichen aufweist. Der Lag-Operator in den Modellen B und D liefert nur für Deutschland einen Wert, welcher mit der Berechnung in Tabelle 5.3 und 5.8 übereinstimmt. In den Berechnungen für Italien, Japan, Spanien und die USA zeigen sich extrem kleine Werte, welcher für Spanien sogar negativ ist. Eine dynamische Analyse war also mit dieser LSDV-Methode nicht sinnvoll.

Für Länder, welche mit einer expliziten Dummy-Variable im Modell berechnet wurden, müssen die Koeffizienten mit jenen der USA addiert werden um die entsprechende Elastizität des Landes zu bekommen. Diese Ergebnisse sind nur für die beiden Modelle ohne Lag in den Abbildungen 5.36 und 5.37 dokumentiert.

Modell A zeigt recht gute Übereinstimmung mit der OLS-Berechnung der einzelnen Länder. Nur Finnland scheint hier mit einem sehr hohen Preis Koeffizienten auf, welcher jedoch auch mit der nicht korrigierten OLS-Berechnung korreliert, siehe Anhang. Die Preiskoeffizienten für Finnland und Frankreich zeigen in dieser Berechnung einen p-Wert zwischen 0.1 und 0.05 an, sind also schwach signifikant unterschiedlich von jenen der USA. Dies gilt ebenso für die Einkommenselastizität für Japan. Die restlichen Koeffizienten zeigen signifikanten Unterschied zu den USA.

In Spalte C sind die Ergebnisse für die Berechnung des Modells mit Heizgradtagen zu finden. Hier zeigt sich wieder ein sehr großer Wert für die Preiselastizität in Finnland, welche jedoch keinen statistisch wichtigen Beitrag liefert. Die Preiskoeffizienten für Frankreich und Japan zeigen einen p-Wert zwischen 0.1 und 0.05, sind also schwach signifikant im Vergleich zu den USA. In diesem Modell sind alle Einkommenselastizitäten ausschlaggebend, was einen großen Unterschied zu den Heizgradtagen zeigt. Hier wird die Nullhypothese lediglich in Finnland unter der 0.05-Grenze verworfen, in den übrigen Ländern unter dem 0.1-Niveau. Jene in den USA weisen ein negatives Vorzeichen auf.

Tabelle 5.11: Least Square Dummy Variable - Berechnungen der Länder für die Modelle 5.3-5.6

Modell	A	B	C	D
δ_{USA}	3.2799	3.4117	3.2799	3.07
δ_{AUT}	-4.2929	-3.2932	-5.77	-4.6338
δ_{FIN}	-2.3876	-2.542	-6.758	-5.7155
δ_{FRA}	-5.33	-4.4281	-6.9219	-5.895
δ_{GER}	-0.82201*	-2.4334	-1.2964*	-3.0284
δ_{ITA}	-7.9482	-7.96	-8.3518	-8.1202
δ_{JPN}	1.1891*	1.1496*	0.4539*	0.97733*
δ_{ESP}	-6.7017	-6.7997	-7.1904	-6.9846
α_{USA}	-0.30497	-0.31532	-0.30497	-0.31705
α_{AUT}	0.29336	0.28114	0.28416	0.27181
α_{FIN}	-0.18153*	-0.12174*	-0.18787**	-0.13011*
α_{FRA}	0.18008*	0.17142	0.17523*	0.16708
α_{GER}	0.31359	0.29849	0.31224	0.2968
α_{ITA}	0.3924	0.39535	0.39627	0.40185
α_{JPN}	-0.072969	-0.05959*	-0.10471*	-0.079836*
α_{ESP}	0.27488	0.26439	0.27907	0.27051
β_{USA}	0.66005	-0.48195	0.65858	0.62816
β_{AUT}	0.24835	0.20154	0.28091	-0.46268
β_{FIN}	0.42958	0.24068*	0.51426	0.29397*
β_{FRA}	0.48546	-0.44135**	0.52678	0.27898
β_{GER}	-0.18343	0.6528	-0.17089	-0.43056
β_{ITA}	0.68249	0.17873	0.69536	0.66624
β_{JPN}	0.32998*	0.71373*	0.35735	0.23552**
β_{ESP}	0.63922	-0.48195	0.64674	0.71986
Ω_{USA}			-0.014552*	0.037892*
Ω_{AUT}			0.16365*	0.1512*
Ω_{FIN}			0.45969	0.33208
Ω_{FRA}			0.16759*	0.15527*
Ω_{GER}			0.0477*	0.051003*
Ω_{ITA}			0.038276*	0.0097832*
Ω_{JPN}			0.12752*	0.047738*
Ω_{ESP}			0.055674*	0.022123*
λ_{USA}		0.029267		0.030649
λ_{AUT}		0.78408		0.79965
λ_{FIN}		0.23635*		0.20812*
λ_{FRA}		0.16311		0.16662
λ_{GER}		0.59557		0.61641
λ_{ITA}		0.039594		0.038628
λ_{JPN}		0.11982*		0.085762*
λ_{ESP}		-0.068982		-0.07061
R ² korr	.99912	.99937	.99917	.99941
F-Test	14918.7	15479.6	11707.7	13201.7
RSS ^a	.41116	.28183	.37764	.25493
Kor ^b	.000	.000	.000	.000
Het ^c	.000	.007	.001	.014

*/** : p-Wert größer 0.1/0.05, kein signifikanter Einfluss; ^aRSS, Residuenquadratsumme; ^bKor, p-Wert des Tests auf serielle Korrelation der Residuen; ^cHet, p-Wert des Tests auf Heteroskedastizität der Residuen.

In Abbildung 5.36 sind die Werte entsprechend des Ergebnisses des ersten Panel-Daten-Modells grafisch dargestellt. Die Koeffizienten für Preis und Einkommen in Österreich ergeben sich für Abbildung 5.36 folgendermaßen:

$$\alpha_{AUT,gesamt} = \alpha_{AUT} + \alpha_{USA} = -0,01161$$

$$\beta_{AUT,gesamt} = \beta_{AUT} + \beta_{USA} = 0,9084$$

Vergleicht man diese mit jener der OLS-Berechnung aus Kapitel 5.1, zeichnen sich die Unterschiede in der Preiselastizität Japans und Finnlands deutlich ab, welche hier größer als jene in den USA sind. Die Preiselastizitäten in Italien und Deutschland haben ein positives Vorzeichen, womit die Werte nicht korrekt zu interpretieren sind, da eine Preiserhöhung zu einem Verbrauchsrückgang und nicht zu einer Erhöhung führen sollte. Es ist ein größerer Einkommenseinfluss in Frankreich und Italien festzustellen, wobei diese im Verhältnis zu den Differenzen der Preiselastizitäten weniger gravierend ausfallen. Verglichen mit den simplen OLS-Berechnungen, welche im Anhang zu finden sind und deren Annahmen nicht entsprechend behandelt wurden, stimmen die Werte sehr gut überein.

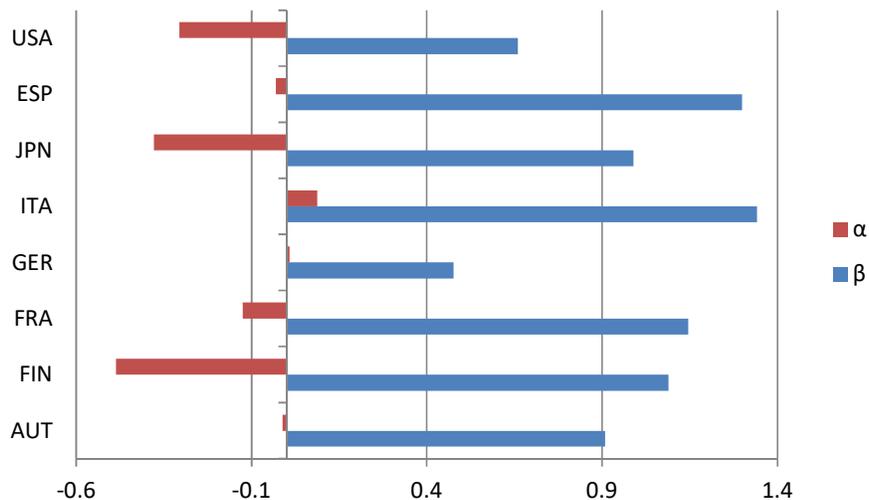


Abbildung 5.36: Preis- und Einkommenselastizitäten der Länder im LSDV-Modell A

Auch in Abbildung 5.37 sind die Werte verglichen mit jenen der OLS-Berechnungen - im Hauptteil und auch mit jenen im Anhang - gut übereinstimmend. Den größten Unterschied kann man für die Einkommenselastizität für Frankreich ausmachen, welche in der OLS-Berechnung unter der 1-Prozenmarke liegt und hier etwas darüber.

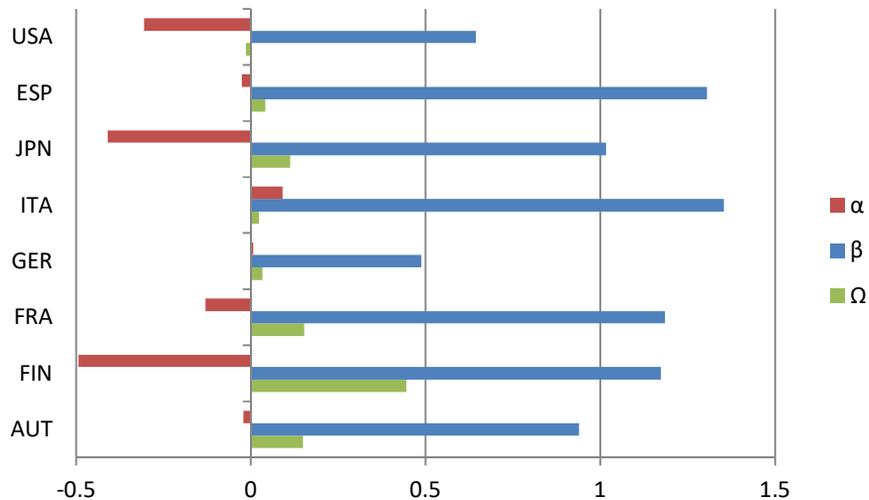


Abbildung 5.37: Preis-, Einkommens- und Heizgradtagelastizitäten der Länder im LSDV-Modell C

Für einen groben ersten Überblick ist die LSDV-Analyse demnach zu empfehlen, für genauere Aussagen sollten die Länder jedoch spezifisch untersucht werden. Es lassen sich zwar signifikante Unterschiede den Koeffizienten entsprechend analysieren, deren Genauigkeit ist jedoch aufgrund der Abweichungen von der Analyse der Einzelbetrachtungen zu hinterfragen.

5.10 Trend beim Einkommen

In diesem Kapitel wurde in den Gleichungen 4.7-4.10 und 4.19-4.20 die statische Einkommenselastizität durch eine trendbehaftete nach Gleichung 4.1 ersetzt. In den Tabellen 5.12 und 5.13 sind die Koeffizienten des trendbehafteten Einkommensanteils β_1 für alle betrachteten Länder und Berechnungsmethoden festgehalten.

Die Berechnungen für Österreich zeigen, dass die Modelle durchgehend die erwarteten, negativen Vorzeichen aufweisen. Die p-Werte liegen für die verschiedenen Berechnungsmethoden über und unter den kritischen Werten, wodurch man keine konsistente Aussage treffen kann. In Finnland zeigen sich für diverse Versuche unterschiedliche Vorzeichen und in vier Einträgen ist zu erkennen, dass die entsprechende feste Komponente der Einkommenselastizität nicht signifikant wird, was zu einem nicht plausiblen Ergebnis führt. Die p-Werte liegen hier durchgehend über dem 0.05-Level und die Trendkomponente liefert somit keinen statistisch wichtigen Beitrag zur Beschreibung des Stromverbrauchs. Ähnliches gilt auch in Frankreich und Deutschland, wo sich zusätzlich auch die p-Werte über und unter der 0.05-Signifikanzgrenze befinden.

Tabelle 5.12: Koeffizienten des trendbehafteten Anteils des Einkommens β_1 für AUT, FIN, FRA und GER (n: Modell ohne HDD, γ ; ¹...nicht signifikante Einkommenselastizität (konstanter Anteil), ²...nicht signifikante Lag-Variable, ³...bevorzugtes Modell laut vorangegangener Analysen, vgl. Gleichungen 4.1, 4.7-4.10, 4.19-4.20)

HDD	AUT		FIN		FRA		GER	
	n	γ^3	n	γ^3	n	γ^3	n	γ^3
$\beta_{1,OLS}$	-.9493E-3 [.002]	-.6437E-3 [.101]	-.5618E-3 [.733] ¹	-.6415E-3 [.670]	.4026E-3 [.682] ¹	-.1745E-3 [.855]	-.2457E-3 [.571]	-.4061E-3 [.324]
$\beta_{1,Koyck}$	-.7926E-3 [.010]	-.7081E-3 [.013]	.4828E-3 [.416] ¹	.7507E-3 [.166] ¹	-.8714E-5 [.983] ¹	-.8166E-3 [.107]	.9883E-4 [.850] ¹	-.3881E-3 [.411] ¹
$\beta_{1,ARDL}$	-.4580E-3 [.158]	-.2378E-3 [.388]	-.1421E-4 [.976]	.2341E-3 [.620]	-.1809E-3 [.759] ¹	-.6916E-3 [.045]	.0011918 [.020]	.6546E-3 [.081]
$B_{1,ARDL}$	-.6736E-3 [.123]	-.4276E-3 [.350]	-.1014E-3 [.976]	.0015039 [.561] ¹	-.5576E-3 [.765] ¹	-.0029255 [.054]	.0023680 [.014] ¹	.0018801 [.050] ¹

Für Italien zeigen sich durchgehend positive Koeffizienten der trendbehafteten Einkommenskomponente. Die p-Werte liegen - mit Ausnahme der ARDL-Berechnung ohne Heizgradtage - unter bzw. leicht über dem 0.05-Signifikanzlevel. In Japan zeigen sich wechselnde Vorzeichen und Signifikanzen. In Spanien zeigen sich durchgehend positive Koeffizienten und - mit Ausnahme der ARDL-Berechnung ohne Heizgradtage - p-Werte die unter bzw. knapp über der 0.05-Grenze liegen. Einen statistisch nicht einflussreicher, negativer Betrag zur Beschreibung des Gesamtstromverbrauchs ist in den USA zu erkennen. Hier liefern alle Berechnungen dieselbe Aussage.

Tabelle 5.13: Koeffizienten des trendbehafteten Anteils des Einkommens β_1 für ITA, JPN, ESP und USA (n: Modell ohne HDD, γ ; ¹...nicht signifikante Einkommenselastizität (konstanter Anteil), ²...nicht signifikante Lagvariable, ³...gültiges Modell laut vorheriger Berechnungen, vgl. Gleichungen 4.1, 4.7-4.10, 4.19-4.20)

HDD	ITA		JPN		ESP		USA	
	n ³	γ	n ³	γ	n ³	γ	n ³	γ
$\beta_{1,OLS}$.6372E-3 [.000]	.6982E-3 [.000]	.4213E-3 [.268]	.4676E-3 [.232]	.6372E-3 [.000]	.6982E-3 [.000]	.4213E-3 [.268]	.4676E-3 [.232]
$\beta_{1,Koyck}$.5140E-3 [.001]	.3517E-3 [.003]	-.1351E-3 [.375]	-.1746E-3 [.242]	.5140E-3 [.001]	.3517E-3 [.003] ²	-.1351E-3 [.375] ²	-.1746E-3 [.242]
$\beta_{1,ARDL}$.1176E-3 [.205]	.1878E-3 [.056]	-.5760E-4 [.695]	-.9855E-4 [.496]	.1176E-3 [.205]	.1878E-3 [.056]	-.5760E-4 [.695]	-.9855E-4 [.496]
$B_{1,ARDL}$.3293E-3 [.095]	.4696E-3 [.007]	-.1619E-3 [.706]	-.2547E-3 [.521]	.3293E-3 [.095]	.4696E-3 [.007]	-.1619E-3 [.706]	-.2547E-3 [.521]

Die große Ähnlichkeit in den Verläufen des Bruttoinlandsproduktes und des trendbehafteten Bruttoinlandsproduktes, sowie der verzögerten abhängigen Variable - in den dynamischen Modellen - könnte die Ursache für die Nichtsignifikanz der Einkommenselastizität und des Lag-Operators in bestimmten Ländern sein - dadurch wird das Problem der Multikollinearität um einen Faktor erweitert.

Entsprechende Berechnungen sind im Anhang zu finden, wo sich durchwegs sehr kleine Koeffizienten für die Trendvariablen zeigen - dies könnte ein weiteres Problem dieses Ansatzes sein, da diese

kleinen Koeffizienten bei unterschiedlichen Methoden - Aufgrund von Ungenauigkeiten im Schätzverfahren - möglicherweise ungenau bestimmt werden und somit das Vorzeichen zwischen den einzelnen Methoden nicht konstant gleich ist. Die schwankenden Einkommenselastizitäten, welche sich in der Rolling-Regression zeigen können mit dieser Methode nicht beschrieben werden. Die RW-Methode liefert hier eine exaktere Abbildung der Entwicklung der Elastizitäten. Hier könnte man ein freier gestaltbares Software-Tool wie etwa R-Studio verwenden um komplexere Lösungen für die Rolling-Regression zu erhalten, welche Annahmen überprüfen und korrigieren.

Es zeigt sich lediglich für die USA ein konsistentes Ergebnis hinsichtlich Trendsignifikanz, Vorzeichen und Einfluss des konstanten Einkommensanteils. Für die USA ist ein negativer, nicht einflussreicher, zeitvariabler Anteil feststellen. Es zeigen sich Probleme der Einkommenselastizität in Finnland, Frankreich und Deutschland, welche hier in einigen Berechnungen nicht mehr signifikant sind und somit das Modell nicht korrekt berechnet werden kann. In Spanien wird der Lag-Operator nicht einflussreich, was auf ein nicht Schock-korrigierendes Verhalten hinweist, der Gleichgewichtszustand also nicht erreicht wird. In Finnland, Frankreich, Deutschland und Japan ändert die Trendvariable ihr Vorzeichen zwischen den einzelnen Methoden. Aufgrund dieser Resultate können hier Großteils keine klaren Aussagen getroffen werden. In Österreich, Frankreich, Deutschland, Italien, und Spanien ändert sich die Signifikanz des Einkommensrends zwischen den Berechnungsmethoden. Für alle Koeffizienten kann man festhalten, dass sie sehr kleine Werte aufweisen, welche im Bereich von 10^{-3} bis 10^{-4} liegen.

Verglichen mit den Rolling-Regressionen aus Kapitel 5.2 und 5.6 sind stimmen die Vorzeichen für Österreich, Frankreich (Modelle mit Heizgradtagen), Italien, Spanien und den USA überein.

6. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Um die wesentlichen Eckpunkte und Resultate dieser Arbeit zusammenzufassen folgt eine kurze Analyse der Methoden. Welche der Berechnungen lieferten aussagekräftige Modelle, oder gibt es Verbesserungsbedarf in den angewandten Methoden? Gibt es nicht berücksichtigte Aspekte, die jedoch für eine weitere Untersuchung von Interesse sein könnten?

Die stetige Erhöhung der Komplexität zwischen OLS-, Koyck- und ARDL- Berechnungen zeigten, dass die Analysen der beiden dynamischen Ansätze für die meisten Länder Koeffizienten lieferten, welche bis auf wenige Abweichungen, übereinstimmten. Die statische OLS-Berechnung wurde als Voruntersuchung für die Rolling-Regression herangezogen, um die Signifikanz der Elastizitäten und auch die statistischen Annahmen der Regressionsanalyse zu überprüfen. Diese Koeffizientenberechnung der gleitenden Auswahl an untersuchten Jahren zeigte unterschiedliche Entwicklungen für die einzelnen Koeffizienten der Länder und lieferte im Vergleich zur Berechnung mit trendbehafteten Einkommen plausible Ergebnisse. Die Panel-Daten-Analyse liefert plausible Werte für statische Modelle, dynamische lieferten keine brauchbaren Koeffizienten. Es zeigen sich signifikante und nichtsignifikante Elastizitäten der beschreibenden Variablen in den betrachteten OECD-Ländern für diese Berechnungsmethode.

Die Ergebnisse dieser Arbeit zeigen, dass das Einkommen in allen Ländern eine wichtige Rolle im Zusammenhang mit dem Stromverbrauch spielt. Dieser Einfluss ist jedoch in den betrachteten Ländern nicht immer von gleichem Ausmaß. Preise und Heizgradtage haben nicht in allen beobachteten Ländern signifikanten und zudem unterschiedlich großen Einfluss. Die kurzfristigen und langfristigen Parameter unterscheiden sich in manchen Ländern für die Koyck- und ARDL-Analysen, aufgrund der unterschiedlichen Lag-Ordnungen der Modelle.

Der Großteil der beschreibenden Variablen für die Elektrizitätsnachfrage der ausgewählten OECD-Länder zeigen - in der Rolling-Regression - zeitliche Änderungen in ihren Beträgen und sind teilweise mit Schwankungen verbunden. Diese Variationen mit der Zeit treten jedoch nicht für alle Betrachtungen auf, womit in einigen Fällen auch stetige Änderungen, ohne Wechsel des Vorzeichens des Steigungsparameters festzustellen sind. Die Elastizität für den Preis bleibt in Frankreich und Japan etwa gleich, jene in Spanien nehmen zu und in den USA ist der Einfluss sinkend. Der Effekt des Einkommens nimmt in Deutschland, Italien und Spanien zu. Für Österreich, Finnland, Frankreich, Japan und die USA ist der Koeffizient rückläufig. Die Beeinflussung des Stromverbrauchs durch das Klima, in Form der Heizgradtage, nimmt in Österreich und Deutschland zu, in Finnland nimmt er ab und in Frankreich bleibt er annähernd gleich.

Die Einführung eines trendbehafteten Bruttoinlandproduktes hat hier keine konsistenten Ergebnisse in den unterschiedlichen Berechnungen geliefert, dies kann an dem gemeinsamen Informationsgehalt der beschreibenden Variablen liegen - welcher die Ursache für Multikollinearität ist - da die konstante und auch die trendbehaftete Komponente des Einkommens große Ähnlichkeit haben. In den Berechnungen mit dem verzögerten Stromverbrauch als beschreibende Variable, um die kurzfristigen und langfristigen Effekte zu trennen, tritt zusätzlich eine hohe Ähnlichkeit der zeitlichen Verläufe auf, welcher zu weiterem gemeinsamen Informationen führt. Die Untersuchung mittels der Rolling-Regression, welche eine einfache OLS-Berechnung für kleinere Zeitbereiche durchführt, zeigte, dass die Änderungen mit der Zeit, die einige Parameter in bestimmten Ländern erfuhren, nicht immer stetig in eine Richtung erfolgten. Das bedeutet, dass die Änderungen mitunter anwachsen, um dann wieder zurückzugehen. Dies ist mit nur einem Koeffizienten, wie es in dem trendbehafteten Einkommensansatz der Fall ist, nur bedingt zu beschreiben. Aufgrund der Ergebnisse dieser Arbeit wird die Rolling-Regression bevorzugt, da die Koeffizientenentwicklung hier besser abgebildet wird. Anzumerken ist noch, dass für die Rolling-Regression und auch für den Trendversuch durchaus Verbesserungen möglich sind, welche Gegenstand weiterer Untersuchungen sein könnten.

Für einen ersten Überblick ist die LSDV-Analyse - mit den Ergebnissen dieser Arbeit - zu empfehlen, für genauere Aussagen sollten die Länder jedoch spezifisch untersucht werden. Es lassen sich zwar signifikante Unterschiede, den Koeffizienten entsprechend analysieren, deren Genauigkeit ist jedoch aufgrund der Abweichungen von der Analyse der Einzelbetrachtungen mit Vorsicht zu genießen und lieferte hier nur für statische Modelle plausible Ergebnisse. Eine Verbesserung der Methode hinsichtlich Dynamik könnte hier für folgende Arbeiten interessant sein.

Die dominante Größe in den Versuchen ist das Einkommen in Form des Bruttoinlandproduktes. Danach sind in den meisten Untersuchungen die Strompreise - gefolgt von den Heizgradtagen - jene mit den höchsten Elastizitäten. Wobei auch Abweichungen zwischen den betrachteten zeitlichen Dimensionen - kurz- und langfristig - festzustellen sind.

Bei Ländern in denen die Heizgradtage wichtigen Einfluss zeigen, lässt sich ein gewisses Muster anhand der geografischen Lage erkennen. Sie liefern einen einflussreichen Beitrag in Österreich, Finnland, Frankreich und Deutschland, also jenen europäischen Ländern, welche sich weiter im Norden befinden. Hier sind die Heizgradtagelastizitäten durchgehend positiv.

Das Einkommen ist eine Größe, die nur bedingt zur Regulierung des Stromverbrauchs geeignet ist, da sie schwer und wenn nur träge beeinflusst werden kann. Durch erhöhte Steuern zum Beispiel könnte

indirekt das Einkommen reduzieren werden und würde sich somit auf die Nachfrage auswirken. Nichtsdestotrotz spielt sie eine wichtige Rolle in der Abschätzung des Verbrauchs.

Die Beeinflussung der Strompreise liefert eine einfachere Möglichkeit für die Politik den Verbrauch zu steuern. Dies kann in Form von Steuern auf den Strompreis erfolgen um den Stromverbrauch zu beeinflussen. Diese Form der Nachfrageregulierung bietet sich laut den OLS-Berechnungen für Frankreich, Japan, Spanien und die USA an. Die Effektivität ändert sich für Frankreich und Japan nicht, in Spanien gewinnt er an Bedeutung und in den USA verringert sich der Einfluss. Dieses Ensemble wird durch die dynamischen Beschreibungen des Stromverbrauchs durch Finnland und Deutschland erweitert.

Heizgradtage sind dahingehend interessant, da sie durch die Klimaerwärmung bedingt weltweit rückgängig sind und damit automatisch eine Reduktion des Verbrauchs elektrischer Energie mit sich bringen, wenn ein positiver Zusammenhang zum Stromverbrauch besteht.

Ein interessanter Aspekt für zukünftige Projekte, welche auf dieser Arbeit aufbauen, könnte die Analyse der Kühlgradtage sein, welche zufolge der Klimaerwärmung eine entgegengesetzte Tendenz aufweisen dürften und bei entsprechenden Ergebnissen den Einfluss der Heizgradtage kompensieren oder auch verstärken könnten - abhängig von der Elastizität. Der Einfluss der Heizgradtage in Österreich, Finnland, Frankreich und Deutschland dürfte den privaten Haushalten zugeordnet sein, da industrielle Prozesse eher unsensibel gegenüber Temperaturen sind. Im Haushaltsbereich wird der Zusammenhang mit dem erhöhten Heizbedarf und auch dem Verhalten, welches man aus kühleren Monaten kennt, in Verbindung stehen. Im Winter etwa wird vermehrt gekocht und eventuell auch mehr Zeit Zuhause verbracht, womit dieser Koeffizient einen positiven Beitrag zum Stromverbrauch liefert.

Literatur und Quellen

Academic: „Zweite Ölkrise“, http://deacademic.com/dic.nsf/dewiki/1555013#Die_zweite_.C3.96lkrise_1979, zuletzt aufgerufen 30.03.2018

Ajanovic Amela, Haas Reinhard: “The role of efficiency improvements vs. price effects for modeling passenger car transport demand and energy demand - Lessons from European countries”, *Energy Policy*, 41, 36-46, 2012

Energy Conservation Center, Japan: “*EDMC Handbook of Japan’s & World Energy & Economic Statistics*”, 2017

Haas Reinhard, Biermayr Peter, Zochling Josef, Auer Hans: „*Impacts on electricity consumption of household appliances in Austria: a comparison of time series an cross-section analyses*”, *Energy Policy* Vol. 26, No. 13, 1031-1040, 1998

Haas Reinhard, Schipper Lee: „*Residential energy demand in OECD-countries and the role of irreversible efficiency improvements*”, *Energy Economics*, 20, 421-442, 1998

Haas Reinhard, Auer Hans: „*Skriptum: Energiemodelle und Analysen*“, 2016

Hackl Peter: „*Einführung in die Ökonometrie*“, Pearson Studium, 2005

Hassel Florian: „*Japan war das China des 20. Jahrhunderts*“, <https://www.welt.de/wirtschaft/article12889892/Japan-war-das-China-des-20-Jahrhunderts.html>, zuletzt aufgerufen 28.2.2018

Hondroyanis George: „*Estimating residential demand for electricity in Greece*”, *Energy Economics*, 26, 319-334, 2004

International Energy Agency, „*World Energy Balances 2016*“, 2016

International Energy Agency, <https://www.iea.org/statistics/statisticssearch>, letzter Aufruf 30.03.2018

International Energy Agency, „*Energy Prices and Taxes*“ 2016

Mildner Stormy-Annika: „*Ursachen der Finanzkrise: Ein Blick in die USA*“, <https://www.bpb.de/politik/wirtschaft/finanzmaerkte/135463/ursachen-der-finanzkrise?p=all>, zuletzt aufgerufen 30.03.2018

OANDA: <https://www.oanda.com/lang/de/currency/average>, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

Organisation for Economic Co-operation and Development: Annual National Accounts, Gross domestic product, stats.oecd.org, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

Pesaran Bahram, Pesaran M. Hashem: “*Time Series Econometrics using Microfit 5.0*”, Oxford University Press, 2009

Pesaran Bahram, Pesaran M. Hashem, Microfit, <http://www.econ.cam.ac.uk/people-files/emeritus/mhp1/Microfit/Microfit.html>, letzter Aufruf 30.03.2018

Vijayamohanan Pillai N.: „*Panel Data Analysis with Stata Part 1 Fixed Effects and Random Effects Models*“, Munich Personal RePEc Archive, 2016

Rexer Andrea: „*Wirtschaftskrise: Europa fehlen Investitionen in Höhe von 200 Milliarden Euro*“, www.sueddeutsche.de/wirtschaft/wirtschaftskrise-europa-fehlen-investitionen-in-hoehe-von-milliarden-euro-1.2025854, zuletzt aufgerufen 30.03.2018

RStudio: <https://www.rstudio.com/products/rstudio/download>, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

Salari Mahmoud, Javid Roxana J.: „*Residential energy demand in the United States: Analysis using static and dynamic approaches*“, Energy Policy, 98, 637-649, 2016

smsmich: „*Internationaler Vergleich der Handynutzung*“, <https://www.smsmich.de/Handy-im-Ausland/vergleich-handynutzung.php>, 29.03.2018

statisches Amt der Europäischen Union: „*Heizgradtage und Kühlgradtage nach Land - jährliche Daten*“ http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nrg_chdd_a&lang=de, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

Statisches Amt der Europäischen Union: „*Preise Elektrizität für Nichthaushaltskunde, ab 2007 - halbjährliche Daten*“, http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nrg_pc_205&lang=de, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

The R Foundation: R, <https://www.r-project.org>, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

U.S. Environmental Protection Agency, https://www.epa.gov/sites/production/files/2016-08/heating-cooling_fig-1.csv, zuletzt aufgerufen 20.03.2018

Wuertz Diethelm, Setz Tobias, Chalabi Yohan: „*Rmetrics - Modelling Trends and Unit Roots*“, Package 'fUnitRoots', Funktion: adfTest

A Anhang

In Anhang A1 bis A8 befinden sich die verschiedenen Berechnungen der vier Methoden des Hauptteils dieser Arbeit für alle Länder, um den Lesefluss so hoch wie möglich zu halten, wurden diese hier dokumentiert und im Hauptteil nur die geeignetsten Modellberechnungen der jeweiligen Tabellen. In Anhang A9 ist die ADF-Berechnung festgehalten.

A.1 Österreich

Tabelle A1.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴	BIP-T ¹⁹⁸⁴	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁴
C	-1.0129 [.000]	-1.0622 [.000]	-3.7797 [.000]	-2.8713 [.000]	-.55802 [.001]	-.61116 [.000]	-2.4726 [.000]	-1.8750 [.000]
α	-.011609 [.808]		.075235 [.138]		-.012517 [.661]		.047000 [.102]	
β	.90840 [.000]	.90721 [.000]	1.3795 [.000]	1.2692 [.000]	.82762 [.000]	.82635 [.000]	1.1533 [.000]	1.0786 [.000]
β_1			-.0018452 [.002]	-.0013918 [.007]			-.0012483 [.001]	-.9493E-3 [.002]
R ² korr	.98299	.98343	.98671	.98622	.98973	.99000	.99309	.99265
F-Test	1070.1	2197.6	917.0234	1325.1	1494.1	3070.3	1486.8	2094.2
RSS	.030281	.030333	.022975	.024530	.0087827	.0088421	.0057003	.0062834
Kor	.000	.000	.000	.000	.011	.010	.159	.106
Het	.002	.003	.000	.000	.874	.739	.971	.532

Tabelle A1.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴
C	-1.0129 [.000]	-1.0622 [.000]	-3.7797 [.000]	-2.8713 [.000]	-.47030 [.055]	-.44675 [.010]
α	-.011609 [.778]		.075235 [.162]		.0062710 [.864]	
β	.90840 [.000]	.90721 [.000]	1.3795 [.000]	1.2692 [.000]	.79557 [.000]	.79676 [.000]
β_1			-.0018452 [.000]	-.0013918 [.004]		
R ² korr					.99218	.99245
F-Test					1269.9	1973.4
RSS					.0055739	.0055797

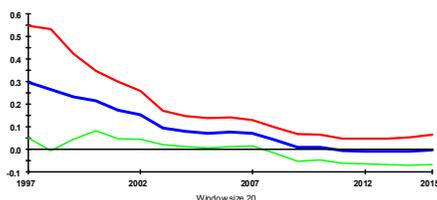
Tabelle A1.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴	BIP-T ¹⁹⁸⁴	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁴
C	.11852 [.601]	-.045813 [.786]	-.99094 [.226]	-1.0011 [.074]	-.13375 [.535]	-.26849 [.105]	-2.0481 [.009]	-1.4554 [.003]
α	-.034179 [.283]		-.6759E-3 [.986]		-.025463 [.343]		.033888 [.300]	
β	.14400 [.226]	.15579 [.190]	.39322 [.068]	.39519 [.028]	.46769 [.003]	.49117 [.001]	.98012 [.000]	.83064 [.000]
λ	.81335 [.000]	.79681 [.000]	.72749 [.000]	.72665 [.000]	.41302 [.016]	.38322 [.022]	.14495 [.414]	.23591 [.133]
A	-.183		-0.002		-.043		.039	
B	.771	.766	1.443	1.446	.797	.797	1.146	1.087
δ								
β_1			-.6606E-3 [.160]	-.6655E-3 [.074]			-.0010686 [.011]	-.7926E-3 [.010]
R ² korr	.99211	.99206	.99235	.99259	.99138	.99140	.99302	.99299
F-Test	1509.4	2251.0	1169.1	1607.5	1189.3	1787.8	1102.8	1464.1
RSS	.012234	.012676	.011493	.011493	.0071150	.0073516	.0055588	.0057883
Kor	.964	.653	.726	.721	.734	.441	.436	.644
Het	.811	.564	.926	.928	.168	.123	.582	.617

Tabelle A1.4: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP* (1,0,1)	BIP-oP* (1,1)	BIP-T* (1,0,1)	BIP-T-oP* (1,1)	BIP ^{1984,90%} (1,1,1)	BIP-oP ^{1984,95%} (1,1)	BIP-T ¹⁹⁸⁴ (0,1,1)	BIP-T-oP ^{1984,95%} (1,1)
C	-1.9030 [.838]	-5.0993 [.283]	-7.8874 [.819]	-1.4656 [.470]	-4.5215 [.036]	-5.2364 [.001]	-1.7905 [.002]	-1.4460 [.017]
α	-.014310 [.618]		-.010629 [.771]		.079133 [.069]			
β	.81963 [.001]	.84676 [.001]	.83516 [.003]	.86428 [.001]	1.1410 [.000]	1.0055 [.000]		1.0680 [.000]
β_1			-.8207E-4 [.867]	-.1681E-3 [.663]				-.4580E-3 [.158]
ECM(-1)	-.21064 [.101]	-.21884 [.083]	-.22341 [.140]	-.24068 [.081]	-.67364 [.000]	-.58701 [.000]		-.67987 [.000]
A	-.067936 [.645]		-.047576 [.790]		-.029936 [.393]		.022256 [.425]	
B	.80854 [.000]	.80686 [.000]	.90837 [.116]	.99762 [.018]	.82193 [.000]	.80944 [.000]	1.0383 [.000]	.99353 [.000]
B ₁			-.3674E-3 [.860]	-.6984E-3 [.642]			-.7782E-3 [.030]	-.6736E-3 [.123]
R ² korr [ECM]	.99331 [.33225]	.99347 [.34784]	.99310	.99330	.99436 [.63949]	.99349 [.58444]	.99427	.99374
F-Test [ECM]	1300.7 [7.1382]	1775.7 [10.8338]	1008.0	1298.2	1093.4 [19.9965]	1579.1 [23.2989]	1077.0	1231.6
RSS	.0090483	.0091221	.0090397	.0090657	.0043250	.0053689	.0043907	.0049809
Kor	.174	.215	.183	.233	.039	.471	.748	.537
Het	.173	.237	.157	.166	.401	.183	.860	.413

Coefficient of LP and its two*S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE ; Total no. of Regressors: 3)



Coefficient of LGDP and its two*S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE ; Total no. of Regressors: 3)

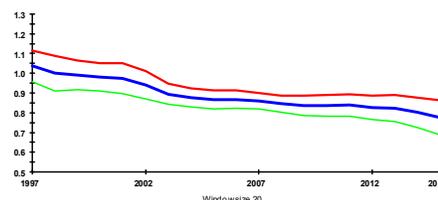


Abbildung A1.1 - A1.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Österreich (Modell mit Preis)

Coefficient of LGDP and its two*S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE ; Total no. of Regressors: 2)

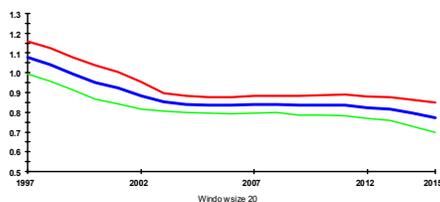


Abbildung A1.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Österreich (Modell mit Preis)

Tabelle A1.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴	BIP-T ¹⁹⁸⁴	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁴
C	-2.4901 [.008]	-2.5330 [.006]	-4.6475 [.000]	-4.0722 [.000]	-1.5479 [.009]	-1.5847 [.007]	-3.1150 [.000]	-2.7239 [.000]
α	-.020813 [.658]		.062369 [.220]		-.018182 [.511]		.039089 [.163]	
β	.94095 [.000]	.93788 [.000]	1.3692 [.000]	1.2793 [.000]	.85100 [.000]	.84824 [.000]	1.1516 [.000]	1.0911 [.000]
Ω	.16365 [.095]	.15875 [.098]	.11810 [.182]	.13863 [.116]	.10830 [.073]	.10399 [.079]	.082871 [.099]	.094681 [.062]
β_1			-.0017130 [.005]	-.0013276 [.008]			-.0011733 [.001]	-.9211E-3 [.002]
R ² korr	.98389	.98426	.98704	.98683	.99053	.99071	.99354	.99329
F-Test	754.1957	1157.7	705.5228	924.8512	1082.1	1654.8	1192.3	1531.3
RSS	.027862	.028025	.021752	.022783	.0078137	.0079374	.0051440	.0055357
Ser.Kor.	.000	.000	.000	.000	.002	.001	.014	.011
Het	.001	.001	.000	.000	.181	.315	.222	.070

Tabelle A1.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴	BIP-T ¹⁹⁸⁴	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁴
C	-2.4901 [.002]	-2.5330 [.005]	-4.6475 [.000]	-4.0722 [.000]	-1.5941 [.000]	-1.6017 [.000]	-2.7702 [.001]	-2.5371 [.000]
α	-.020813 [.694]		.062369 [.142]		-.0032023 [.923]		.020489 [.571]	
β	.94095 [.000]	.93788 [.000]	1.3692 [.000]	1.2793 [.000]	.81737 [.000]	.81670 [.000]	1.0357 [.000]	1.0024 [.000]
Ω	.16365 [.032]	.15875 [.056]	.11810 [.140]	.13863 [.081]	.12802 [.002]	.12753 [.001]	.12331 [.005]	.12716 [.002]
β_1			-.0017130 [.005]	-.0013276 [.000]			-.7722E-3 [.113]	-.6437E-3 [.101]
R ² korr					.99438	.99459	.99476	.99488
F-Test					1328.8	1839.2	1139.2	1458.1
RSS					.0038556	.0038570	.0034611	.0035151

Tabelle A1.6: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP	BIP ¹⁹⁸⁴	BIP-oP ¹⁹⁸⁴	BIP-T ¹⁹⁸⁴	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁴
C	-1.5638 [.006]	-1.6809 [.004]	-2.0888 [.013]	-2.3967 [.001]	-1.3565 [.008]	-1.4436 [.005]	-2.5178 [.001]	-2.3630 [.000]
α	-.045241 [.110]		-.025661 [.473]		-.035633 [.147]		.011460 [.721]	
β	.16548 [.115]	.17962 [.094]	.30488 [.113]	.38076 [.019]	.42436 [.002]	.45990 [.001]	.82069 [.001]	.76694 [.000]
Ω	.18909 [.002]	.17815 [.004]	.17770 [.004]	.16810 [.005]	.14336 [.009]	.13197 [.015]	.11029 [.037]	.11614 [.020]
λ	.83030 [.000]	.80773 [.000]	.78081 [.000]	.74778 [.000]	.49826 [.002]	.45073 [.005]	.27649 [.125]	.31103 [.039]
A	-.266		-.117					
B	.975	.934	1.391	1.509		.837		
β_1			-.3730E-3 [.380]	-.5628E-3 [.093]			-.8057E-3 [.045]	-.7081E-3 [.013]
R ² korr	.99400	.99369	.99396	.99405	.99310	.99280	.99388	.99408
F-Test	1492.7	1891.6	1186.6	1505.3	1117.1	1426.2	1007.9	1301.8
RSS	.0090146	.0097766	.0087900	.0089399	.0054880	.0059409	.0046900	.0047135
Kor	.358	.157	.236	.149	.372	.142	.159	.203
Het	.986	.656	.899	1.00	.815	.551	.766	.736

Tabelle A1.7: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Österreich (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP* (1,0,1,0)	BIP-oP* (1,1,0)	BIP-T* (1,0,1,0)	BIP-T-oP* (1,1,0)	BIP ^{1984,95%} (1,0,1,0)	BIP-oP ^{1984,95%} (1,1,0)	BIP-T ^{1984,90%} (1,0,1,0)	BIP-T-oP ^{1984,95%} (1,1,0)
C	-2.1426 [.028]	-2.5834 [.010]	3.4831 [.712]	-2.2893 [.259]	-3.4097 [.004]	-3.3706 [.003]	-3.4841 [.003]	-3.5495 [.001]
α	-.026057 [.251]		-.047648 [.106]		-.018617 [.345]		-.013117 [.646]	
β	.88392 [.000]	.93081 [.000]	.80175 [.000]	.92589 [.000]	.99057 [.000]	1.0366 [.000]	1.0180 [.000]	1.0674 [.000]
Ω	.5597E-4 [.000]	.5435E-4 [.000]	.6036E-4 [.000]	.5470E-4 [.000]	.16033 [.000]	.15550 [.001]	.15518 [.002]	.14723 [.001]
β_1			.4609E-3 [.242]	.5239E-4 [.866]			-.1070E-3 [.788]	-.2378E-3 [.388]
ECM(-1)	-.17718 [.078]	-.19289 [.055]	-.10282 [.378]	-.18592 [.091]	-.48087 [.000]	-.50352 [.000]	-.51126 [.004]	-.55619 [.000]
A	-.14707 [.361]		-.46341 [.505]		-.038715 [.379]		-.025657 [.675]	
B	1.0221 [.000]	.99560 [.000]	-.012679 [.994]	.92698 [.037]	.87082 [.000]	.86628 [.000]	.92253 [.000]	.97503 [.000]
O	.3159E-3 [.109]	.2818E-3 [.085]	.5871E-3 [.404]	.2942E-3 [.129]	.33342 [.015]	.30882 [.013]	.30353 [.064]	.26471 [.022]
D			.0044823 [.566]	.2818E-3 [.871]				
B ₁							-.2094E-3 [.775]	-.4276E-3 [.350]
R ² korr [ECM]	.99596 [.59682]	.99591 [.59200]	.99602 [.60241]	.99578 [.57881]	.99566 [.72269]	.99567 [.72349]	.99550 [.71245]	.99563 [.72112]
F-Test [ECM]	1727.7 [14.2025]	2133.8 [18.2615]	1460.2 [11.8061]	1653.6 [13.2744]	1423.0 [21.4469]	1783.7 [28.3703]	1143.6 [16.5612]	1415.0 [21.2901]
RSS	.0052870	.0055285	.0050399	.0055232	.0033269	.0034449	.0033171	.0033456
Kor	.703	.836	.370	.813	.796	.994	.884	.952
Het	.059	.162	.098	.185	.431	.732	.458	.600

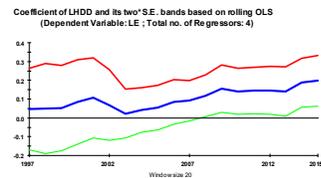
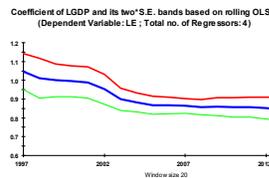
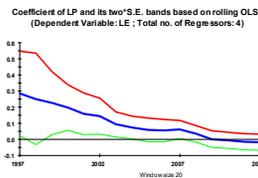


Abbildung A1.3 - A1.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Österreich (Modell mit Preis)

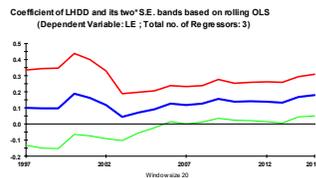
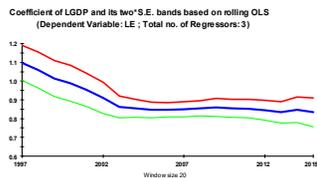


Abbildung A1.7- A1.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Österreich (Modell ohne Preis)

A2 Finnland

Tabelle A2.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	.89236 [.008]	-.82709 [.005]	5.1244 [.000]	-1.3679 [.234]
α	-.48650 [.000]		-.69225 [.000]	
β	1.0896 [.000]	1.0093 [.000]	.33850 [.031]	1.1305 [.000]
β_1			.0036406 [.000]	-.5618E-3 [.624]
R ² korr	.95287	.89605	.97256	.89382
F-Test	375.0166	319.9427	438.1384	156.7373
RSS	.13558	.30757	.076680	.30544
Kor	.000	.000	.001	.000
Het	.808	.017	.026	.014

Tabelle A2.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	.69335 [.437]	-.82709 [.091]	5.1244 [.001]	-1.3679 [.452]
α	-.086953 [.362]		-.69225 [.000]	
β	.76139 [.000]	1.0093 [.000]	.33850 [.209]	1.1305 [.007]
β_1			.0036406 [.007]	-.5618E-3 [.733]
R ² korr	.98769			
F-Test	990.8449			
RSS	.034391			

Tabelle A2.1: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	.56377 [.001]	.34823 [.004]	1.1472 [.123]	-.049757 [.896]
α	-.10208 [.045]		-.15528 [.065]	
β	.11457 [.194]	-.017598 [.777]	.080134 [.412]	.069686 [.491]
λ	.83978 [.000]	.94252 [.000]	.78382 [.000]	.94456 [.000]
A	-.637			
B	.715			
β_1			.4828E-3 [.416]	-.4079E-3 [.277]
R ² korr	.98887	.98778	.98876	.98785
F-Test	1067.0	1455.4	792.6561	976.9685
RSS	.026558	.030050	.026006	.028979
Kor	.245	.207	.344	.128
Het	.195	.192	.148	.218

Tabelle A2.4a-A2.4b: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP ^{95%} (2,0,2)	BIP-oP ^{95%} (2,2)	BIP-T* (2,0,2)	BIP-T-oP* (2,2)
C	4.5789 [.019]	11.4231 [.433]	4.5069 [.145]	-2.6410 [.764]
α	-.099896 [.021]		-.098565 [.111]	
β	.72129 [.000]	.67850 [.000]	.72250 [.000]	.74856 [.000]
β_1			-.1421E-4 [.976]	-.5609E-3 [.099]
ECM(-1)	-.14155 [.022]	-.037982 [.389]	-.14017 [.070]	-.038092 [.373]
A	-.70575 [.003]		-.70319 [.006]	
B	.56853 [.048]	-1.3542 [.629]	.58337 [.306]	1.8155 [.393]
B_1			-.1014E-3 [.976]	-.014726 [.431]
R ² korr [ECM]	.99361 [.66288]	.99255 [.60693]	.99338 [.65085]	.99300 [.63039]
F-Test [ECM]	908.3466 [14.9639]	933.8423 [14.7605]	751.7607 [12.0404]	828.0795 [13.1387]
RSS	.011879	.014328	.011878	.013024
Kor	.618	.636	.617	.856
Het	.232	.112	.229	.123

Modell	BIP ^{95%} (2,0,2)	BIP-oP ^{95%} (2,2)	BIP-T* (2,0,2)	BIP-T-oP* (2,2)
dLE _{1,ECM}	-.32889 [.024]	-.35704 [.022]	-.32936 [.027]	-.36083 [.018]
$\beta_{1,ECM}$	-.37147 [.012]	-.26348 [.073]	-.37273 [.017]	-.37025 [.021]

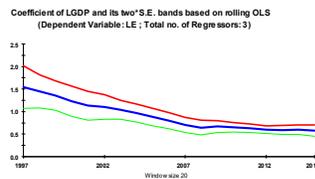
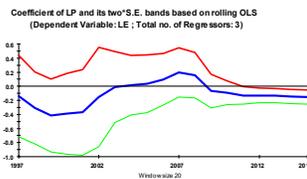


Abbildung A2.1 - A2.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Finnland (Modell mit Preis)

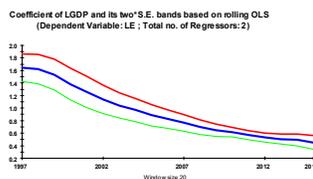


Abbildung A2.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Finnland (Modell mit Preis)

Tabelle A2.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-3.4781 [.059]	-4.7436 [.097]	.91961 [.544]	-5.4409 [.084]
α	-.49284 [.000]		-.69425 [.000]	
β	1.1743 [.000]	1.0839 [.000]	.43292 [.003]	1.2237 [.000]
Ω	.45969 [.018]	.40985 [.166]	.43365 [.003]	.41819 [.162]
β_1			.0035701 [.000]	-.6415E-3 [.571]
R ² korr	.95897	.89887	.97859	.89689
F-Test	289.2640	165.4353	423.7252	108.2809
RSS	.11466	.29092	.058079	.28814
Kor	.000	.000	.002	.000
Het	.921	.026	.052	.022

Tabelle A2.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-1.8089 [.087]	-4.7436 [.009]	-.38636 [.749]	-5.4409 [.034]
α	-.11545 [.163]		-.18059 [.036]	
β	.86818 [.000]	1.0839 [.000]	.61098 [.001]	1.2237 [.002]
Ω	.24389 [.001]	.40985 [.006]	.23481 [.001]	.41819 [.093]
β_1			.0020968 [.035]	-.6415E-3 [.670]
R ² korr	.99099		.99178	
F-Test	1018.0		893.4340	
RSS	.024448		.021629	
Kor				
Het				

Tabelle A2.7: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-1.6701 [.047]	-1.5630 [.085]	-.94990 [.322]	-2.0212 [.041]
α	-.12316 [.010]		-.20765 [.009]	
β	.20619 [.021]	.036367 [.570]	.16032 [.084]	.13012 [.195]
Ω	.23652 [.008]	.19841 [.036]	.25633 [.005]	.20207 [.032]
λ	.79756 [.000]	.92489 [.000]	.70700 [.000]	.92675 [.000]
A	-.606			
B	1.019			
β_t			.7507E-3 [.166]	-.4334E-3 [.223]
R ² korr	.99079	.98900	.99107	.98918
F-Test	969.1893	1079.7	800.2564	823.4734
RSS	.021308	.026250	.020010	.025042
Kor	.952	.763	.731	.562
Het	.354	.338	.300	.345

Tabelle A2.8a-A2.8b: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Finnland (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{90%} (1,0,1,0)	BIP ^{95%} (1,0,2,1)	BIP-oP ^{95%} (1,2,1)	BIP-T* (1,0,2,1)	BIP-T-oP* (1,2,1)
C	-14.2293 [.088]	3.1215 [.684]	19.6708 [.573]	2.9741 [.644]	12.9405 [.672]
α	-.072308 [.101]	-.083495 [.046]		-.10768 [.098]	
β	.55054 [.000]	.76552 [.000]	.75018 [.000]	.74328 [.000]	.79304 [.000]
Ω	.24169 [.003]	.16931 [.015]	.16038 [.026]	.18124 [.015]	.14538 [.045]
β_1				.2341E-3 [.620]	-.3759E-3 [.236]
ECM(-1)	-.13166 [.045]	-.12941 [.032]	-.039003 [.334]	-.15565 [.056]	-.038912 [.331]
A	-.54921 [.019]	-.64520 [.005]		-.69180 [.002]	
B	1.0059 [.000]	.70718 [.022]	-.78704 [.695]	.50060 [.289]	1.2331 [.492]
O	1.8357 [.061]	.055208 [.942]	-1.2958 [.673]	.19229 [.772]	-1.5496 [.631]
B ₁				.0015039 [.561]	-.0096603 [.451]
R ² korr [ECM]	.99288 [.59547]	.99451 [.71037]	.99388 [.67699]	.99436 [.70242]	.99398
F-Test [ECM]	1004.4 [14.4982]	907.0899 [18.5691]	948.2595 [19.8392]	772.5113 [15.1023]	825.9591
RSS	.015968	.0098533	.011381	.0097625	.010817
Kor	.515	.092	.154	.108	.082
Het	.798	.613	.237	.659	.380

Modell	BIP ^{90%} (1,0,1,0)	BIP ^{95%} (1,0,2,1)	BIP-oP ^{95%} (1,2,1)	BIP-T* (1,0,2,1)	BIP-T-oP* (1,2,1)
dLE1					
β_1		-.45215 [.001]	-.39725 [.004]	-.41809 [.006]	-.47749 [.002]

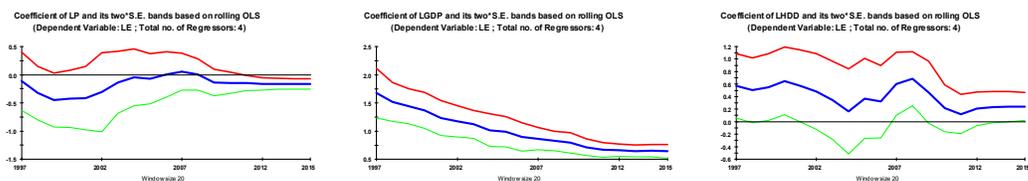


Abbildung A2.3 - A2.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Finnland (Modell mit Preis)

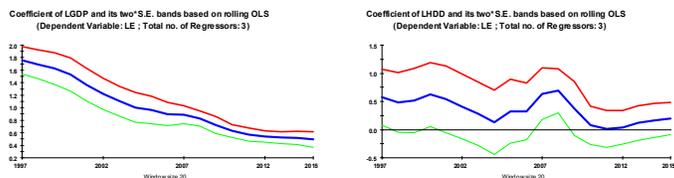


Abbildung A2.7- A2.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Finnland (Modell ohne Preis)

A3 Frankreich

Tabelle A3.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-op ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-op ¹⁹⁸⁵
C	-.30522 [.395]	-1.3130 [.000]	1.1708 [.711]	-4.6017 [.000]
α	-.15660 [.001]		-.20066 [.060]	
β	.93242 [.000]	.97054 [.000]	.75160 [.060]	1.4396 [.000]
β_1			.4026E-3 [.639]	-.0011103 [.006]
R ² korr	.97152	.95892	.97071	.96771
F-Test	512.6273	701.2046	332.3754	450.5782
RSS	.022639	.033820	.022451	.025662
Kor	.021	.001	.019	.016
Het	.044	.580	.030	.110

Tabelle A3.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-op ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-op ¹⁹⁸⁵
C	-.30522 [.316]	-1.3305 [.021]	1.1708 [.745]	-3.8298 [.026]
α	-.15660 [.001]		-.20066 [.072]	
β	.93242 [.000]	.97194 [.000]	.75160 [.099]	1.3292 [.000]
β_1			.4026E-3 [.682]	-.8478E-3 [.126]
R ² korr		.97356		.97349
F-Test		553.3421		368.1568
RSS		.021014		.020321

Tabelle A3.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-op ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-op ¹⁹⁸⁵
C	.32023 [.321]	.047964 [.879]	.48337 [.848]	-1.8689 [.083]
α	-.083823 [.034]		-.088882 [.309]	
β	.36480 [.013]	.24224 [.082]	.34583 [.289]	.58670 [.013]
λ	.55372 [.000]	.68896 [.000]	.55257 [.000]	.59732 [.000]
A	-.188			
B	.817			
β_1			.4485E-4 [.948]	-.5860E-3 [.064]
R ² korr	.98217	.97963	.98149	.98144
F-Test	551.8720	722.4275	398.6421	529.6550
RSS	.013665	.016189	.013662	.014228
Kor	.002	.012	.002	.003
Het	.080	.043	.082	.061

Tabelle A3.4: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-oP ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-oP ¹⁹⁸³
C	.63028 [.003]	.047964 [.823]	.59852 [.697]	-1.0916 [.082]
α	-.063063 [.006]		-.062073 [.241]	
β	.14363 [.121]	.24224 [.036]	.14725 [.457]	.32114 [.025]
λ	.76414 [.000]	.68896 [.000]	.76445 [.000]	.79696 [.000]
A	.262			
B	.609			
β_1			-.8714E-5 [.983]	-.4622E-3 [.013]
R ² korr	.98458		.98394	.98366
F-Test	463.9479		356.3187	437.3506
RSS	.0093031		.0093029	.0098609

Tabelle A3.5a- A3.5b: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP ^{95%,*} (2,0,0)	BIP ^{1985,95%} (2,0,0)	BIP-oP ^{1985,*} (2,0)	BIP-T ^{1985,*} (2,0,0)	BIP-T-oP ^{1985,*} (2,0)
C	472.9367 [.983]	2.8879 [.117]	3.2197 [.389]	.93475 [.887]	
α	-.047872 [.216]	-.092260 [.008]		-.071950 [.335]	
β	-.10600 [.397]	.19436 [.141]	.071964 [.601]	.26894 [.335]	.46132 [.023]
β_1				-.1809E-3 [.759]	-.6938E-3 [.013]
ECM(-1)	-.0022162 [.983]	-.33039 [.009]	-.19039 [.126]	-.32445 [.013]	-.28580 [.019]
A	-21.6013 [.982]	-.27925 [.014]		-.22176 [.310]	
B	-47.8296 [.983]	.58828 [.004]	.37797 [.439]	.82891 [.310]	1.6141 [.000]
B_1				-.5576E-3 [.765]	-.0024275 [.037]
R ² korr [ECM]	.98995 [.29257]	.98699 [.57866]	.98351 [.46582]	.98652 [.56349]	.98654 [.56408]
F-Test [ECM]	862.5004 [4.6188]	570.1324 [11.3005]	597.4312 [9.7203]	440.2675 [8.7453]	550.8425 [10.7050]
RSS	.017719	.0095993	.012638	.0095625	.0099315
Kor	.610	.014	.212	.013	.039
Het	.891	.223	.042	.219	.190

Modell	BIP95% (2,0,0)	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
dLE _{1,ECM}	-.46351 [.014]	-.49345 [.003]	-.45972 [.010]	-.49903 [.003]	-.50960 [.002]

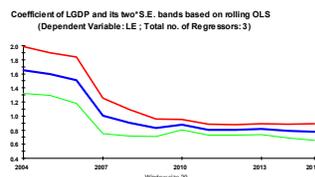
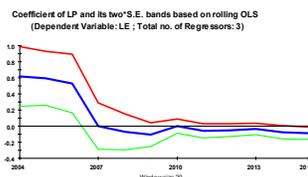


Abbildung A3.1 - A3.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Frankreich (Modell mit Preis)

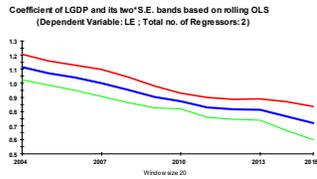


Abbildung A3.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Frankreich (Modell mit Preis)

Tabelle A3.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-oP ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁵
C	-1.8706 [.012]	-2.7009 [.003]	-2.5508 [.439]	-7.0604 [.000]
α	-.16501 [.000]		-.14613 [.141]	
β	.97327 [.000]	1.0073 [.000]	1.0527 [.009]	1.5700 [.000]
Ω	.16674 [.017]	.14291 [.096]	.17105 [.021]	.19535 [.009]
β_1			-.1745E-3 [.832]	-.0012998 [.001]
R ² korr	.97619	.96154	.97532	.97413
F-Test	411.0304	375.9864	297.3934	377.5499
RSS	.018247	.030570	.018214	.019827
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.003	.085	.003	.005

Tabelle A3.7: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-oP ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁵
C	-1.8706 [.015]	-3.7892 [.000]	-2.5508 [.492]	-7.0604 [.000]
α	-.16501 [.000]		-.14613 [.162]	
β	.97327 [.000]	1.0638 [.000]	1.0527 [.026]	1.5700 [.000]
Ω	.16674 [.031]	.22409 [.000]	.17105 [.022]	.19535 [.011]
β_1			-.1745E-3 [.855]	-.0012998 [.000]

Tabelle A3.8: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁸⁵	BIP-oP ¹⁹⁸⁵	BIP-T ¹⁹⁸⁵	BIP-T-oP ¹⁹⁸⁵
C	-1.5757 [.001]	-1.8478 [.001]	-4.7457 [.022]	-4.5086 [.000]
α	-.083857 [.004]		.0082594 [.893]	
β	.33370 [.002]	.21110 [.052]	.67579 [.006]	.65294 [.000]
Ω	.21168 [.000]	.21165 [.000]	.23396 [.000]	.23233 [.000]
λ	.63464 [.000]	.76992 [.000]	.66407 [.000]	.65947 [.000]
A	-.229			
B	.913			
β_1			-.8166E-3 [.107]	-.7568E-3 [.001]
R ² korr	.99082	.98786	.99141	.99174
F-Test	810.1944	814.7565	693.6300	901.0510
RSS	.0067776	.0093039	.0060946	.0060991
Kor	.608	.960	.489	.499
Het	.715	.255	.211	.234

Tabelle A3.9a-A3.9b: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Frankreich (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{95%,*} (1,1,2,1)	BIP ^{1985,95%} (1,0,2,1)	BIP-op ^{1985,} (1,2,1)	BIP-T ^{1985,*} (1,1,2,1)	BIP-T-op ^{1985,*} (1,2,1)
C	.53100 [.963]	2.1201 [.331]	1.0048 [.850]	-10.5966 [.095]	-7.1093 [.017]
α	-.12292 [.024]	-.050506 [.010]		-.099805 [.040]	
β	.77290 [.000]	.72705 [.000]	.79632 [.000]	.94964 [.000]	.90921 [.000]
Ω	.23718 [.000]	.20192 [.000]	.22716 [.000]	.21096 [.000]	.21110 [.000]
β_1				-.6916E-3 [.045]	-.4521E-3 [.008]
ECM(-1)	-.041795 [.384]	-.20329 [.003]	-.089848 [.105]	-.23642 [.001]	-.19672 [.003]
A	-.023683 [.955]	-.24844 [.002]		.12632 [.468]	
B	.10008 [.939]	.60612 [.000]	.32828 [.482]	2.0584 [.005]	1.6434 [.000]
O	.64156 [.586]	.063362 [.748]	.32950 [.850]	.15537 [.363]	.16434 [.423]
B_1				-.0029255 [.054]	-.0022981 [.002]
R ² korr [ECM]	.99823 [.87578]	.99750 [.91899]	.99679 [.89592]	.99788 [.93125]	.99754 [.92039]
F-Test [ECM]	2474.6 [50.9509]	1710.6 [69.4692]	1552.2 [66.0587]	1568.3 [69.2296]	1740.6 [70.7681]
RSS	.0027099	.0016326	.0021889	.0012651	.0016044
Kor	.826	.093	.283	.049	.045
Het	.532	.115	.633	.289	.382

Modell	BIP ^{95%} (1,1,2,1)	BIP ^{1985,95%} (1,0,2,1)	BIP-op ^{1985,} (1,2,1)	BIP-T ^{1985,*} (1,1,2,1)	BIP-T-op ^{1985,*} (1,2,1)
β_1	-.33751 [.035]	-.47561 [.003]	-.30411 [.055]	-.59263 [.000]	-.50942 [.002]

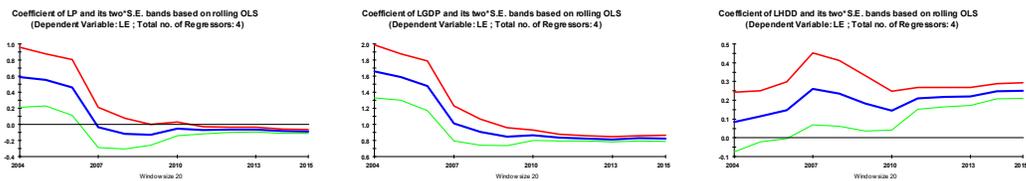


Abbildung A3.3 - A3.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Frankreich (Modell mit Preis)

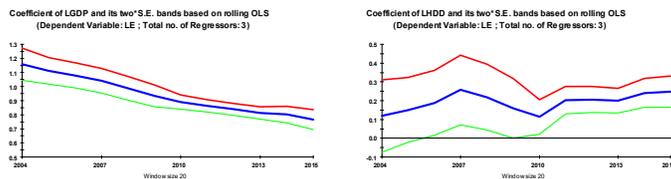


Abbildung A3.7- A3.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Frankreich (Modell ohne Preis)

A.4 Deutschland

Tabelle A4.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	1.6241 [.001]	1.7679 [.000]	6.4474 [.051]	1.4442 [.572]
α	-.055353 [.096]		-.10283 [.027]	
β	.62312 [.000]	.57010 [.000]	.0030744 [.994]	.61366 [.083]
β_1			.0011364 [.134]	-.7436E-4 [.897]
R ² korr	.81809	.80288	.82871	.79446
F-Test	57.2151	102.8250	41.3180	49.3154
RSS	.018271	.020659	.016456	.020644
Kor	.000	.000	.001	.000
Het	.476	.417	.729	.495

Tabelle A4.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	2.7108 [.003]	2.5749 [.003]	2.6940 [.194]	1.8505 [.239]
α	-.045512 [.396]		-.045120 [.517]	
β	.47722 [.000]	.46601 [.000]	.47926 [.065]	.56555 [.012]
β_1			-.5293E-5 [.992]	-.2457E-3 [.571]
R ² korr	.92156	.92245	.91783	.92030
F-Test	98.9044	149.6922	70.8127	97.2282
RSS	.0075359	.0077887	.0075352	.0076567

Tabelle A4.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	.35979 [.301]	.52845 [.184]	.79542 [.734]	-2.6148 [.156]
α	-.058619 [.008]		-.062707 [.046]	
β	.24402 [.003]	.19286 [.028]	.19493 [.475]	.56277 [.018]
Ω				
λ	.68226 [.000]	.67336 [.000]	.67355 [.000]	.73895 [.000]
A	-.184			
B	.768			
β_1			.9883E-4 [.850]	-.6944E-3 [.085]
R ² korr	.92879	.90523	.92553	.91371
F-Test	109.6878	120.4006	78.6720	89.2363
RSS	.0068414	.0095183	.0068296	.0082903
Kor	.110	.891	.070	.604
Het	.574	.142	.550	.468

Tabelle A4.4: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP* (1,0,1)	BIP ^{1990,95%} (1,0,1)	BIP-op ^{1990,*} (1,1)	BIP-T ^{1990,95%} (1,1,1)	BIP-T-op ^{1990,*} (1,0)
C	4.6241 [.040]	.57366 [.582]	1.2043 [.272]	11.6395 [.005]	-10.0165 [.322]
α	-.027642 [.134]	-.060489 [.002]		.049019 [.536]	
β	.49011 [.004]	.62958 [.001]	.55727 [.008]	.44869 [.050]	.56277 [.018]
β_1				.0011918 [.020]	-.6944E-3 [.085]
ECM(-1)	-.12126 [.200]	-.26991 [.014]	-.28151 [.032]	-.50328 [.001]	-.26105 [.055]
A	-.22797 [.372]	-.22411 [.051]		-.23446 [.001]	
B	.34339 [.051]	.86179 [.000]	.64113 [.000]	-.61746 [.202]	2.1558 [.119]
B ₁				.0023680 [.014]	-.0026599 [.247]
R ² korr [ECM]	.96638 [.27943]	.94425 [.49973]	.91716 [.25666]	.95718 [.61577]	.91371 [.22568]
F-Test [ECM]	259.7120 [5.9867]	106.8529 [9.6575]	93.2610 [5.8159]	94.1399 [11.5163]	89.2363 [3.42889]
RSS	.010345	.0051127	.0079586	.0035528	.0082903
Kor	.460	.328	.239	.186	.604
Het	.682	.468	.134	.691	.468

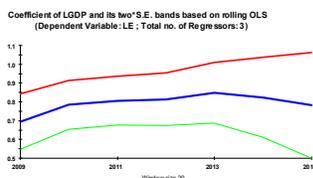
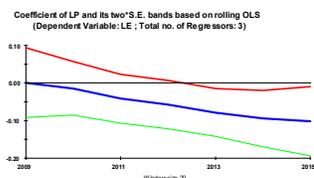


Abbildung A4.1 - A4.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Deutschland (Modell mit Preis)

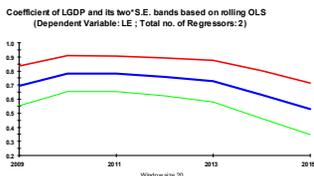


Abbildung A4.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Deutschland (Modell mit Preis)

Tabelle A4.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	.86233 [.345]	1.1791 [.213]	5.4455 [.140]	.26788 [.929]
α	-.058950 [.081]		-.10020 [.034]	
β	.64530 [.000]	.58477 [.000]	.082494 [.849]	.69953 [.064]
Ω	.075471 [.342]	.059061 [.474]	.049203 [.540]	.066220 [.448]
β_1			.0010173 [.197]	-.1929E-3 [.749]
R ² korr	.81763	.79894	.82382	.79080
F-Test	38.3611	50.6714	30.2243	32.5018
RSS	.017521	.020194	.016157	.020098
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.095	.784	.225	.866

Tabelle A4.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	1.9616 [.037]	1.7423 [.053]	1.2747 [.498]	.62002 [.666]
α	-.053120 [.303]		-.036728 [.579]	
β	.49142 [.000]	.48758 [.000]	.57367 [.016]	.63876 [.002]
Ω	.084299 [.021]	.082837 [.023]	.085898 [.021]	.086456 [.017]
β_1			-.2264E-3 [.661]	-.4061E-3 [.324]
R ² korr	.93677	.93640	.93444	.93669
F-Test	93.5902	123.6972	72.2640	93.4659
RSS	.0057988	.0061100	.0057260	.0058061

Tabelle A4.7: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁹⁰	BIP-op ¹⁹⁹⁰	BIP-T ¹⁹⁹⁰	BIP-T-op ¹⁹⁹⁰
C	-1.0142 [.074]	-.62241 [.363]	-2.8631 [.222]	-5.8668 [.004]
α	-.064916 [.001]		-.049497 [.064]	
β	.25454 [.001]	.19714 [.018]	.44836 [.076]	.75737 [.001]
Ω	.12724 [.006]	.10801 [.053]	.14004 [.006]	.15489 [.004]
λ	.73063 [.000]	.71360 [.000]	.76971 [.000]	.83007 [.000]
A	-.241			
B	.945			
β_1			-.3881E-3 [.411]	-.0010482 [.005]
R ² korr	.94802	.91672	.94728	.94015
F-Test	114.9970	92.7265	90.8400	99.1717
RSS	.0047665	.0080011	.0046045	.0054888
Kor	.142	.294	.141	.808
Het	.574	.113	.706	.524

Tabelle A4.8: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Deutschland (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP* (1,0,1,0)	BIP ^{1990,95%} (1,0,1,0)	BIP-op ^{1990,*} (1,1,0)	BIP-T ^{1990,95%} (1,1,1,0)	BIP-T-op ^{1990,*} (1,1,0)
C	-11.8917 [.487]	-7.8822 [.066]	-5.0182 [.277]	5.3450 [.234]	-35.8984 [.271]
α	-.033335 [.038]	-.068621 [.000]		.0035646 [.950]	
β	.57407 [.000]	.73975 [.000]	.64324 [.001]	.63849 [.001]	.98503 [.000]
Ω	.13365 [.001]	.15480 [.000]	.13250 [.010]	.13149 [.000]	.16413 [.001]
β_1				.6546E-3 [.081]	-.8362E-3 [.016]
ECM(-1)	-.073874 [.363]	-.19899 [.009]	-.22215 [.054]	-.34816 [.002]	-.14437 [.168]
A	-.45125 [.437]	-.34485 [.020]		-.28572 [.001]	
B	.73374 [.053]	1.2188 [.000]	.82371 [.001]	-.15432 [.762]	4.3864 [.202]
O	1.8091 [.396]	.77795 [.029]	.59644 [.143]	.37766 [.027]	1.1368 [.230]
B ₁				.0018801 [.050]	-.0057922 [.274]
R ² korr [ECM]	.97560 [.47710]	.97536 [.77892]	.93728 [.43719]	.97832 [.80548]	.95102 [.56050]
F-Test [ECM]	288.9342 [9.4618]	198.9380 [23.2702]	94.3972 [7.8067]	162.1769 [22.1042]	98.0842 [9.2208]
RSS	.0072723	.0021518	.0057518	.0017040	.0042777
Kor	.060	.362	.004	.165	.289
Het	.820	.792	.328	.724	.319

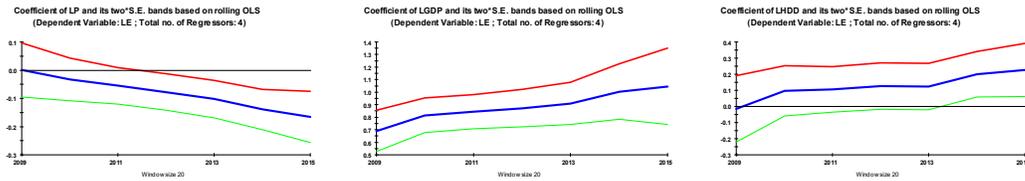


Abbildung A4.3 - A4.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Deutschland (Modell mit Preis)

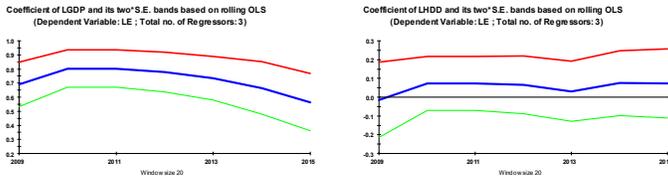


Abbildung A4.7- A4.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Deutschland (Modell ohne Preis)

A5 Italien

Tabelle A5.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-4.6683 [.000]	-4.8385 [.000]	-1.9284 [.000]	-2.8381 [.000]
α	.087430 [.001]		-.085269 [.009]	
β	1.3425 [.000]	1.4244 [.000]	1.0591 [.000]	1.1349 [.000]
β_1			.9799E-3 [.000]	.6372E-3 [.000]
R ² korr	.99147	.98878	.99621	.99548
F-Test	2151.6	3260.8	3240.9	4075.0
RSS	.017489	.023671	.0075543	.0092697
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.002	.130	.666	.017

Tabelle A5.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-4.6683 [.000]	-3.1243 [.000]	-2.0614 [.002]	-2.8381 [.000]
α	.087430 [.000]		-.036073 [.292]	
β	1.3425 [.000]	1.1888 [.000]	1.0486 [.000]	1.1349 [.000]
β_1			.7850E-3 [.001]	.6372E-3 [.000]
R ² korr		.99754	.99782	
F-Test		7491.3	4229.7	
RSS		.0050522	.0042199	

Tabelle A5.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-2.4103 [.000]	-2.3817 [.000]	-1.6531 [.000]	-2.4497 [.000]
α	.0020951 [.921]		-.062847 [.015]	
β	.72186 [.000]	.71482 [.000]	.75956 [.000]	.85127 [.000]
λ	.48513 [.000]	.49110 [.000]	.33981 [.000]	.31498 [.001]
B		1.405		
β_1			.5140E-3 [.001]	.2742E-3 [.013]
R ² korr	.99695	.99704	.99785	.99748
F-Test	3926.5	6066.4	4171.4	4748.3
RSS	.0054594	.0054610	.0037407	.0045167
Kor	.913	.883	.859	.414
Het	.375	.404	.833	.156

Tabelle A5.4: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP ^{95%} (1,0,1)	BIP-oP ^{95%} (1,1)	BIP-T ^{95%} (1,0,1)	BIP-T-oP ^{95%} (1,1)
C	-5.1431 [.000]	-5.1635 [.000]	-3.3026 [.001]	-4.0816 [.000]
α	.0059198 [.707]		-.023493 [.338]	
β	1.1056 [.000]	1.0844 [.000]	1.0397 [.000]	1.1048 [.000]
β_1			.2263E-3 [.126]	.1176E-3 [.205]
ECM(-1)	-.27132 [.001]	-.25534 [.000]	-.38767 [.001]	-.35706 [.001]
A	.021819 [.691]		-.060601 [.317]	
B	1.4535 [.000]	1.4712 [.000]	1.2417 [.000]	1.3140 [.000]
B ₁			.5837E-3 [.048]	.3293E-3 [.095]
R ² korr [ECM]	.99830 [.84464]	.99835 [8.84867]	.99838 [.85143]	.99838 [.85169]
F-Test [ECM]	5291.5 [66.5728]	7243.1 [102.4449]	4427.1 [52.8273]	5543.3 [70.2427]
RSS	.0029500	.0029633	.0027329	.0028162
Kor	.059	.052	.090	.102
Het	.568	.555	.622	.649

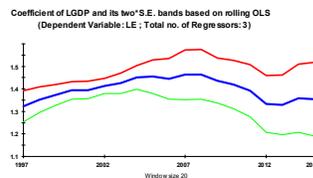
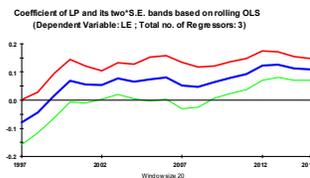


Tabelle A5.5: Abbildung A5.1 - A5.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Italien (Modell mit Preis)

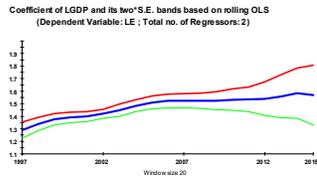


Abbildung A5.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Italien (Modell mit Preis)

Tabelle A5.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-5.0718 [.000]	-4.5358 [.000]	-2.8489 [.000]	-3.7502 [.000]
α	.091297 [.001]		-.086552 [.005]	
β	1.3554 [.000]	1.4122 [.000]	1.0749 [.000]	1.1515 [.000]
Ω	.038276 [.588]	-.028192 [.718]	.10524 [.023]	.10274 [.044]
β_1			.0010475 [.000]	.6982E-3 [.000]
R ² korr	.99130	.98850	.99666	.99588
F-Test	1405.8	1591.2	2764.5	2978.7
RSS	.017337	.023582	.0064499	.0082167
Kor	.000	.000	.002	.000
Het	.001	.142	.141	.002

Tabelle A5.7: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-5.0718 [.000]	-3.5708 [.000]	-2.5282 [.000]	-3.7502 [.000]
α	.091297 [.012]		-.036097 [.277]	
β	1.3554 [.000]	1.2042 [.000]	1.0616 [.000]	1.1515 [.000]
Ω	.038276 [.467]	-.044139 [.110]	.048532 [.086]	.10274 [.013]
β_1			.8062E-3 [.000]	.6982E-3 [.000]
R ² korr		.99766	.99795	
F-Test		5252.9	3604.3	
RSS		.0046670	.0038424	

Tabelle A5.8: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-2.7145 [.000]	-2.6087 [.000]	-2.3413 [.000]	-3.1361 [.000]
α	.0057697 [.793]		-.063122 [.011]	
β	.73800 [.000]	.71822 [.000]	.80807 [.000]	.89981 [.000]
Ω	.026133 [.523]	.023339 [.549]	.069138 [.048]	.068613 [.071]
λ	.47971 [.000]	.49559 [.000]	.30308 [.000]	.27842 [.002]
B		1.424		
β_1			.5931E-3 [.000]	.3517E-3 [.003]
R ² korr	.99690	.99698	.99804	.99766
F-Test	2892.9	3969.0	3675.9	3830.0
RSS	.0053892	.0054010	.0032906	.0040734
Kor	.934	.853	.874	.537
Het	.298	.373	.284	.055

Tabelle A5.9: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Italien (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{95%} (1,0,1,0)	BIP-oP ^{95%} (1,1,0)	BIP-T ^{90%} (1,0,1,0)	BIP-T-oP ^{95%} (1,1,0)
C	-6.7082 [.000]	-6.6855 [.000]	-4.3353 [.000]	-5.1614 [.000]
α	.011642 [.472]		-.026117 [.267]	
β	1.1389 [.000]	1.0955 [.000]	1.0639 [.000]	1.1352 [.000]
Ω	.040089 [.187]	.034349 [.235]	.058746 [.054]	.056861 [.063]
β_1			.3110E-3 [.039]	.1878E-3 [.056]
ECM(-1)	-.27419 [.001]	-.24456 [.001]	-.43543 [.000]	
A	.042461 [.428]		-.059981 [.245]	
B	1.5019 [.000]	1.5337 [.000]	1.2390 [.000]	1.3104 [.000]
O	.14621 [.211]	.14045 [.276]	.13492 [.055]	.14216 [.000]
B ₁			.7142E-3 [.006]	.4696E-3 [.007]
R ² korr [ECM]	.99834 [.84853]	.99837 [.85075]	.99852 [.86452]	.99851 [.86332]
F-Test [ECM]	4342.3 [51.6677]	5508.5 [69.7360]	4046.5 [47.1456]	4812.7 [58.0950]
RSS	.0027863	.0028340	.0024117	.0025143
Kor	.057	.040	.074	.098
Het	.980	.829	.643	.557

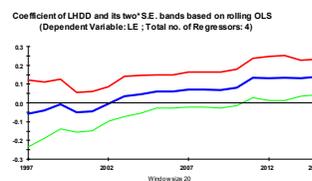
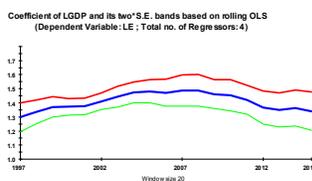
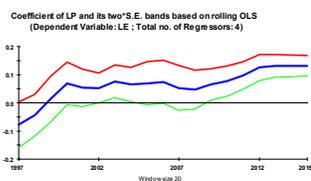


Abbildung A5.3 - A5.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Italien (Modell mit Preis)

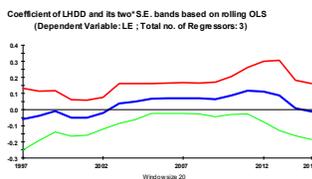
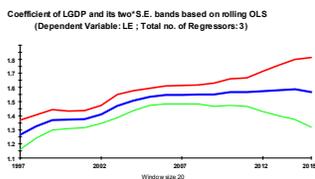


Abbildung A5.7- A5.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Italien (Modell ohne Preis)

A6 Japan

Tabelle A6.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	4.4690 [.000]	.26891 [.202]	5.0361 [.000]	.47755 [.347]
α	-.37794 [.000]		-.38729 [.000]	
β	.99003 [.000]	1.0673 [.000]	.90514 [.000]	1.0299 [.000]
β_1			.2957E-3 [.095]	.1332E-3 [.650]
R ² korr	.98613	.96294	.98686	.96210
F-Test	1316.7	962.2804	927.4817	470.6844
RSS	.030276	.083236	.027864	.082740
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.595	.098	.838	.257

Tabelle A6.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	3.7370 [.000]	1.2499 [.023]	4.4550 [.000]	1.3271 [.161]
α	-.28764 [.000]		-.30012 [.000]	
β	.96302 [.000]	.90286 [.000]	.85526 [.000]	.88855 [.000]
β_1			.4213E-3 [.268]	.6760E-4 [.916]
R ² korr	.99347	.99058	.99352	.99031
F-Test	1877.0	1947.0	1418.8	1261.0
RSS	.013853	.020562	.013343	.020560

Tabelle A6.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	2.6235 [.000]	.22293 [.072]	2.1277 [.009]	-.42796 [.115]
α	-.21040 [.000]		-.18598 [.001]	
β	.48120 [.000]	.30684 [.002]	.47938 [.000]	.36207 [.000]
λ	.48725 [.000]	.69246 [.000]	.52946 [.000]	.74758 [.000]
A	-.410			
B	.938			
β_1			-.1351E-3 [.375]	-.4051E-3 [.011]
R ² korr	.99294	.98869	.99290	.99046
F-Test	1688.0	1574.2	1258.8	1247.5
RSS	.013466	.022220	.013134	.018179
Kor	.607	.666	.965	.209
Het	.576	.656	.644	.647

Tabelle A6.4a-A6.4b: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP ^{95%} (1,1,0)	BIP-oP* (1,1)	BIP-oP ^{90%} (1,2)	BIP-T* (1,1,0)	BIP-T-oP ^{95%} (1,1)	BIP-T ^{90%} (1,1,2)	BIP-T-oP ^{95%} (1,2)
C	5.2079 [.000]	-0.019492 [.998]	.54570 [.284]	4.8719 [.002]	-4.2346 [.240]	2.6699 [.231]	-2.2926 [.029]
α	-.34060 [.000]			-.32505 [.000]		-.26573 [.010]	
β	.32585 [.002]	.83589 [.001]	.86031 [.010]	.33120 [.002]	.84356 [.000]	.67595 [.000]	.87539 [.000]
β_1				-.5760E-4 [.695]	-.3759E-3 [.011]	-.2537E-3 [.105]	-.5332E-3 [.000]
ECM(-1)	-.36798 [.000]	-.17890 [.052]	-.28892 [.003]	-.35570 [.001]	-.13836 [.104]	-.37275 [.001]	-.27371 [.000]
A	-.38556 [.000]			-.37720 [.001]		-.25069 [.077]	
B	.88551 [.000]	1.1129 [.000]	1.0275 [.000]	.93113 [.000]	1.8736 [.005]	1.1024 [.000]	1.5425 [.000]
B ₁				-.1619E-3 [.706]	-.0027166 [.197]	-.6807E-3 [.180]	-.0019481 [.005]
R ² korr [ECM]	.99387 [.64174]	.99022 [.42805]	.99139 [.53042]	.99371 [.63204]	.99178 [.51947]	.99543 [.77262]	.99507
F-Test [ECM]	1461.3 [22.8282]	1216.2 [14.9711]	1008.3 [14.5114]	1138.3 [16.7091]	1087.5 [14.3057]	1058.8 [24.5063]	1412.8
RSS	.011324	.018643	.014376	.011267	.015188	.0060356	.0079704
Kor	.459	.506	.011	.374	.160	.994	.730
Het	.813	.827	.589	.805	.512	.171	.254

Modell	BIP ^{95%} (1,1,0)	BIP-oP* (1,1)	BIP-oP ^{90%} (1,2)	BIP-T ^{90%} (1,1,2)	BIP-T-oP ^{95%} (1,2)
$\beta_{1,ECM}$			-.54125	-.65535	-.71671

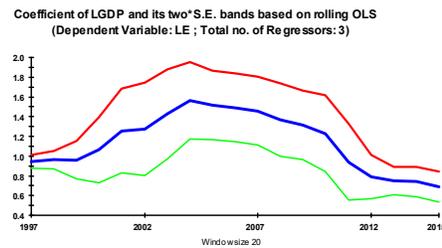
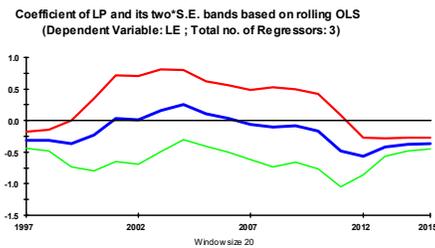


Abbildung A6.1 - A6.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Japan (Modell mit Preis)

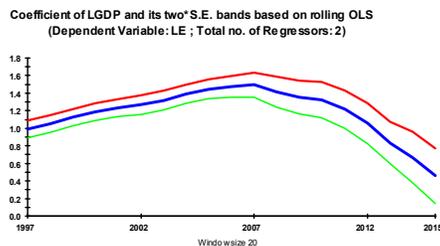


Abbildung A6.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Japan (Modell mit Preis)

Tabelle A6.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	3.7338 [.000]	.34360 [.677]	4.2685 [.000]	.63592 [.541]
α	-.40968 [.000]		-.41431 [.000]	
β	1.0174 [.000]	1.0650 [.000]	.94524 [.000]	1.0228 [.000]
Ω	.12752 [.026]	-.0087539 [.925]	.11535 [.043]	-.016828 [.861]
β_1			.2422E-3 [.154]	.1427E-3 [.637]
R ² korr	.98768	.96189	.98807	.96103
F-Test	989.4875	467.8992	767.1898	305.1151
RSS	.026137	.083215	.024557	.082664
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.872	.113	.499	.334

Tabelle A6.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	3.2844 [.000]	.83880 [.172]	4.0589 [.000]	.92875 [.339]
α	-.28221 [.000]		-.29564 [.000]	
β	.96724 [.000]	.90569 [.000]	.84925 [.000]	.88885 [.000]
Ω	.053984 [.090]	.057057 [.118]	.055147 [.082]	.057144 [.123]
β_1			.4676E-3 [.232]	.8159E-4 [.899]
R ² korr	.99385	.99101	.99394	.99074
F-Test	1495.3	1360.1	1213.9	990.2194
RSS	.012665	.019074	.012106	.019071

Tabelle A6.7: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	2.2393 [.000]	.11858 [.810]	1.5586 [.060]	-.93370 [.115]
α	-.23194 [.000]		-.20261 [.000]	
β	.53658 [.000]	.31305 [.003]	.53999 [.000]	.39384 [.000]
Ω	.070691 [.103]	.011710 [.827]	.078038 [.074]	.049473 [.330]
λ	.45330 [.000]	.69032 [.000]	.50432 [.000]	.74400 [.000]
A	-.424			
B	.981			
β_1			-.1746E-3 [.242]	-.4454E-3 [.007]
R ² korr	.99331	.98836	.99339	.99046
F-Test	1336.7	1020.1	1083.7	935.2479
RSS	.012374	.022188	.011832	.017640
Kor	.419	.589	.997	.248
Het	.234	.647	.237	.630

Tabelle A6.8: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Japan (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{95%} (1,1,0,0)	BIP-oP* (1,1,1)	BIP-T* (1,1,0,0)	BIP-T-oP ^{90%} (1,1,1)
C	3.9452 [.003]	5.3375 [.133]	3.2617 [.057]	.88428 [.815]
α	-.35437 [.000]		-.32877 [.000]	
β	.38305 [.001]	.90718 [.000]	.39633 [.001]	.90109 [.000]
Ω	.064209 [.112]	.0080565 [.856]	.068835 [.097]	.033230 [.446]
β_1			-.9855E-4 [.496]	-.3041E-3 [.035]
ECM(-1)	-.40525 [.000]	-.19437 [.022]	-.38692 [.000]	
A	-.40588 [.000]		-.39523 [.000]	
B	.94523 [.000]	.97196 [.000]	1.0243 [.000]	1.5345 [.001]
O	.15844 [.105]	-.64847 [.132]	.17791 [.101]	-.46103 [.277]
B ₁			-.2547E-3 [.521]	-.0018206 [.162]
R ² korr [ECM]	.99418 [.65947]	.99221 [.54445]	.99408 [.65358]	.99307 [.59475]
F-Test [ECM]	1230.5 [18.6792]	918.2520 [16.0086]	1008.1 [14.7843]	860.9982 [14.7087]
RSS	.010427	.013949	.010265	.012008
Kor	.633	.640	.440	.206
Het	.420	.932	.379	.965

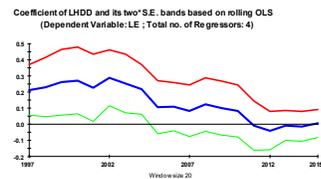
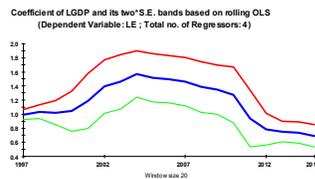
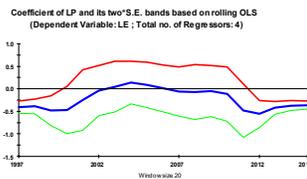


Abbildung A6.3 - A6.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Japan (Modell mit Preis)

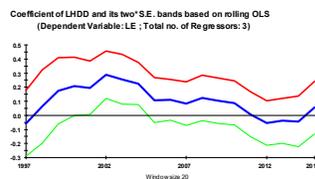
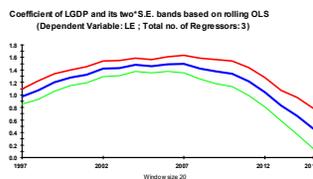


Abbildung A6.7- A6.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Japan (Modell ohne Preis)

A7 Spanien

Tabelle A7.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-3.4218 [.000]	-3.5523 [.000]	-3.1484	-3.7813 [.000]
α	-.030089 [.227]		-.037580 [.244]	
β	1.2993 [.000]	1.2973 [.000]	1.2604 [.000]	1.3347 [.000]
β_1			.1502E-3 [.707]	-.1428E-3 [.649]
R ² korr	.99379	.99370	.99363	.99356
F-Test	2960.5	5836.4	1925.4	2854.3
RSS	.032094	.033480	.031959	.033281
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.081	.224	.104	.127

Tabelle A7.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-2.8347 [.000]	-3.0558 [.000]	-2.1000 [.021]	-3.1089 [.000]
α	-.071779 [.036]		-.089535 [.026]	
β	1.2421 [.000]	1.2237 [.000]	1.1359 [.000]	1.2323 [.000]
β_1			.4050E-3 [.354]	-.2854E-4 [.949]
R ² korr	.99767	.99743	.99766	.99735
F-Test	5144.3	6981.5	3846.1	4517.8
RSS	.010699	.012180	.010408	.012179

Tabelle A7.3: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-1.3565 [.002]	-1.7966 [.000]	-1.5444 [.010]	-2.3645 [.000]
α	-.062336 [.001]		-.05285 [.019]	
β	.64131 [.000]	.69263 [.000]	.65292 [.000]	.71648 [.000]
Ω				
λ	.48868 [.000]	.44910 [.001]	.50781 [.000]	.54617 [.000]
β_1			-.1418E-3 [.620]	-.5831E-3 [.019]
R ² korr	.99706	.99601	.99699	.99653
F-Test	4070.7	4491.2	2983.7	3443.2
RSS	.013513	.018908	.013408	.015968
Kor	.026	.000	.025	.001
Het	.679	.052	.615	.329

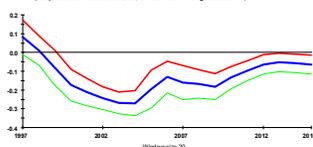
Tabelle A7.4: Koymck-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-2.0655 [.000]	-2.6302 [.000]	-1.6244 [.062]	-2.9501 [.000]
α	-.073893 [.024]		-.092871 [.040]	
β	.94104 [.000]	1.0349 [.000]	.89595 [.000]	1.0649 [.000]
Ω				
λ	.24580 [.043]	.16349 [.197]	.22903 [.081]	.19382 [.149]
A	-.098			
B	1.248			
β_1			.2500E-3 [.573]	-.2360E-3 [.609]
R ² korrr	.99767	.99757	.99762	.99751
F-Test	3745.2	4796.8	2929.1	3509.3
RSS	.0095585	.010270	.0094622	.010200
Kor				
Het				

Tabelle A7.5: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP ^{95%} (1,0,1)	BIP-oP* (1,1)	BIP-T* (1,0,1)	BIP-T-oP* (1,1)
C	-2.1929 [.001]	-3.0231 [.000]	-1.5552 [.336]	-4.9933 [.003]
α	-.048861 [.002]		-.053868 [.006]	
β	.98556 [.000]	1.0861 [.000]	.98656 [.000]	1.0530 [.000]
β_1			.1085E-3 [.653]	-.3179E-3 [.144]
ECM(-1)	-.27837 [.010]	-.26568 [.029]	-.28632 [.010]	-.24619 [.039]
A	-.17553 [.037]		-.18814 [.039]	
B	1.2232 [.000]	1.2205 [.000]	1.1281 [.000]	1.5454 [.000]
B ₁			.3789E-3 [.649]	-.0012915 [.252]
R ² korrr [ECM]	.99804 [.71292]	.99742 [.62102]	.99799 [.70561]	.99751 [.63478]
F-Test [ECM]	4594.9 [31.1330]	4638.0 [30.9956]	3584.7 [22.8216]	3610.1 [22.1902]
RSS	.0087147	.011864	.0086573	.011087
Kor	.565	.026	.588	.068
Het	.086	.465	.058	.730

Coefficient of LP and its two S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE; Total no. of Regressors: 3)



Coefficient of LGDP and its two S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE; Total no. of Regressors: 3)

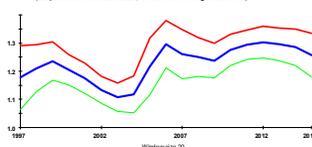


Abbildung A7.1 - A7.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in Spanien (Modell mit Preis)

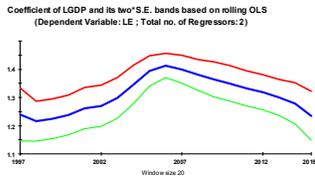


Abbildung A7.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in Spanien (Modell mit Preis)

Tabelle A7.6: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-3.9104 [.000]	-4.1507 [.000]	-3.6038 [.000]	-4.2460 [.000]
α	-.025897 [.311]		-.034880 [.284]	
β	1.3068 [.000]	1.3072 [.000]	1.2593 [.000]	1.3274 [.000]
Ω	.055674 [.433]	.070811 [.309]	.059174 [.413]	.067079 [.352]
β_1			.1854E-3 [.646]	-.7905E-4 [.806]
R ² korr	.99372	.99371	.99357	.99354
F-Test	1953.0	2924.0	1431.0	1897.1
RSS	.031509	.032491	.031306	.032433
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.071	.155	.093	.118

Tabelle A7.7: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-3.0746 [.000]	-3.3220 [.000]	-2.2677 [.068]	-2.5911 [.019]
α	-.070049 [.042]		-.023810 [.611]	
β	1.2468 [.000]	1.2313 [.000]	1.0748 [.000]	1.1091 [.000]
Ω	.026684 [.457]	.028672 [.430]	.022642 [.551]	.023250 [.537]
β_1			.8372E-3 [.210]	.6857E-3 [.255]
R ² korr	.99764	.99740	.99682	.99689
F-Test	3807.4	4604.3	2322.9	2965.7
RSS	.010514	.011951	.015006	.015150

Tabelle A7.8: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-1.2888 [.070]	-2.1616 [.006]	-1.4300 [.064]	-2.3112 [.002]
α	-.062861 [.001]		-.055557 [.020]	
β	.63555 [.000]	.72302 [.000]	.64270 [.000]	.71169 [.000]
Ω	-.0060873 [.902]	.034725 [.535]	-.012147 [.814]	-.0058695 [.915]
λ	.49242 [.000]	.42966 [.002]	.51739 [.000]	.55089 [.000]
β_1			-.1575E-3 [.597]	-.5917E-3 [.026]
R ² korr	.99697	.99593	.99690	.99642
F-Test	2961.9	2940.8	2316.6	2505.0
RSS	.013506	.018685	.013384	.015962
Kor	.026	.000	.026	.001
Het	.657	.087	.570	.318

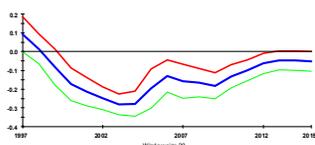
Tabelle A7.9: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP	BIP-oP	BIP-T	BIP-T-oP
C	-2.2993 [.000]	-2.8513 [.000]	-1.8294 [.054]	-3.1284 [.001]
α	-.071194 [.036]		-.092182 [.045]	
β	.95918 [.000]	1.0436 [.000]	.90985 [.000]	1.0707 [.000]
Ω	.021414 [.564]	.024199 [.472]	.023243 [.543]	.023550 [.498]
λ	.23377 [.057]	.15981 [.208]	.21538 [.106]	.18574 [.170]
A	-.093			
B	1.252			
β_1			.2751E-3 [.545]	-.2079E-3 [.658]
R ² korr	.99762	.99754	.99756	.99747
F-Test	2932.2	3544.8	2390.4	2759.5
RSS	.0094521	.010098	.0093401	.010042

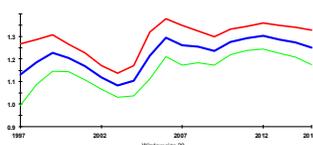
Tabelle A7.10: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in Spanien (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{95%} (1,0,1,0)	BIP-oP* (1,1,0)	BIP-T* (1,0,1,0)	BIP-T-oP* (1,1,0)
C	-2.6018 [.079]	-4.3862 [.002]	-2.0043 [.280]	-5.4637 [.005]
α	-.047713 [.003]		-.053437 [.007]	
β	.99970 [.000]	1.1296 [.000]	1.0079 [.000]	1.0815 [.000]
Ω	.012071 [.767]	.044589 [.320]	.018039 [.673]	.024670 [.603]
β_1			.1364E-3 [.591]	-.2752E-3 [.239]
ECM(-1)	-.28395 [.010]	-.28739 [.021]	-.29670 [.010]	-.26082 [.036]
A	-.16804 [.049]		-.18011 [.043]	
B	1.2310 [.000]	1.2495 [.000]	1.1190 [.000]	1.5036 [.000]
O	.042512 [.764]	.15515 [.325]	.060800 [.665]	.094586 [.593]
B ₁			.4596E-3 [.582]	-.0010551 [.336]
R ² korr [ECM]	.99799 [.70451]	.99742 [.62123]	.99794 [.69763]	.99745
F-Test [ECM]	3571.3 [22.7077]	3480.7 [21.0150]	2908.5 [17.8120]	2822.9
RSS	.0086896	.011498	.0086050	.010989
Kor	.483	.025	.491	.048
Het	.117	.816	.092	.889

Coefficient of LP and its two'S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE; Total no. of Regressors: 4)



Coefficient of LGDP and its two'S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE; Total no. of Regressors: 4)



Coefficient of LHDD and its two'S.E. bands based on rolling OLS
(Dependent Variable: LE; Total no. of Regressors: 4)

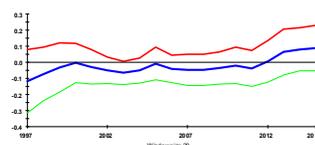


Abbildung A7.3 - A7.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Spanien (Modell mit Preis)

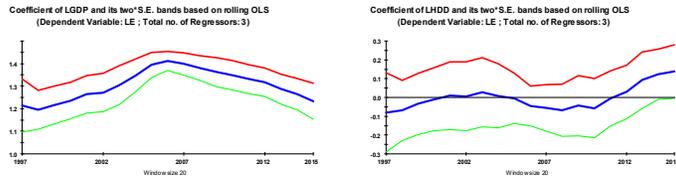


Abbildung A7.7- A7.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in Spanien (Modell ohne Preis)

A.8 USA

Tabelle A8.1: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-oP ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-oP ¹⁹⁸³
C	4.0194 [.000]	1.3415 [.000]	2.1873 [.115]	-3.3215 [.001]
α	-.36173 [.000]		-.29813 [.000]	
β	.60914 [.000]	.71848 [.000]	.78386 [.000]	1.2511 [.000]
β_1			-.4378E-3 [.169]	-.0014996 [.000]
R ² korr	.98862	.96448	.98899	.98105
F-Test	1391.4	869.9013	958.8738	829.3401
RSS	.012861	.041493	.012035	.021422
Kor	.001	.000	.000	.000
Het	.135	.802	.945	.014

Tabelle A8.2: OLS-Modelle für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.7, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-oP ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-oP ¹⁹⁸³
C	3.7817 [.000]	1.4214 [.023]	1.9088 [.305]	-3.3215 [.000]
α	-.32249 [.000]		-.26800 [.007]	
β	.61503	.70732 [.000]	.79961 [.000]	1.2511 [.000]
β_1			-.4782E-3 [.274]	-.0014996 [.000]
R ² korr	.99265	.99165	.99268	
F-Test	1441.6	1901.0	1086.0	
RSS	.0080319	.0094400	.0077223	

Tabelle A8.2: Koyck-Modelle für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.9 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-oP ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-oP ¹⁹⁸³
C	2.2110 [.000]	.54644 [.001]	1.1212 [.282]	-1.2075 [.070]
α	-.18646 [.000]		-.15229 [.010]	
β	.22388 [.006]	.036459 [.621]	.34596 [.012]	.38606 [.011]
λ	.57314 [.000]	.89196 [.000]	.55448 [.000]	.71971 [.000]
A	-.437			
B	.524			
β_1			-.2745E-3 [.248]	-.6134E-3 [.009]
R ² korr	.99384	.99084	.99393	.99253
F-Test	1723.0	1731.4	1310.0	1418.9
RSS	.0067273	.010357	.0064092	.0081597
Kor	.116	.129	.132	.208
Het	.519	.496	.960	.839

Tabelle A8.3: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter Wert) und bei Preissignifikanz auch dritter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.19)

Modell	BIP* (1,0,1)	BIP ^{1983,95%} (1,0,0)	BIP-oP ^{1983,*} (1,1)	BIP-T ^{1983,*} (1,0,0)	BIP-T-oP ^{1983,*} (1,1)
C	5.0979 [.011]	5.1797 [.000]	7.4965 [.608]	2.5166 [.272]	-4.7062 [.001]
α	-.085965 [.086]	-.18646 [.000]		-.15229 [.010]	
β	.68771 [.000]	.22388 [.006]	.56470 [.009]	.34596 [.012]	.64844 [.003]
β_1				-.2745E-3 [.248]	-.4299E-3 [.077]
ECM(-1)	-.18858 [.128]	-.42686 [.001]	-.039997 [.654]	-.44552 [.000]	-.18150 [.125]
A	-.45584 [.035]	-.43682 [.000]		-.34184 [.003]	
B	.53855 [.000]	.52448 [.000]	.066367 [.966]	.77654 [.001]	1.4215 [.001]
B_1				-.6161E-3 [.249]	-.0023688 [.048]
R ² korr	.99502	.99384	.99251	.99393	.99307
[ECM]	[.48419]	[.52469]	[.42168]	[.53098]	[.46520]
F-Test	1800.6	1723.0	1414.4	1310.0	1148.0
[ECM]	[12.5976]	[12.7747]	[13.1661]	[10.0570]	[10.6117]
RSS	.0083546	.0067273	.0081852	.0064092	.0073082
Kor	.172	.116	.020	.132	.023
Het	.875	.519	.607	.960	.515

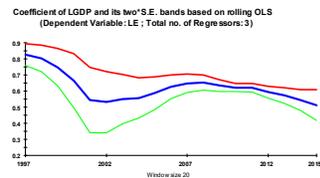
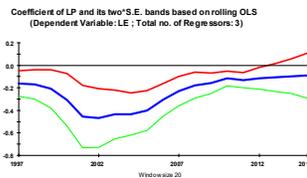


Abbildung A8.1 - A8.2: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis- und Einkommens-Elastizität in den USA (Modell mit Preis)

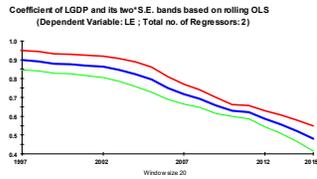


Abbildung A8.3: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommenselastizität in den USA (Modell mit Preis)

Tabelle A8.4: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-op ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-op ¹⁹⁸³
C	3.1016 [.000]	1.1893 [.344]	.99100 [.512]	-4.4433 [.003]
α	-.37126 [.000]		-.30199 [.000]	
β	.61509 [.000]	.71984 [.000]	.80851 [.000]	1.2783 [.000]
Ω	.10802 [.151]	.016628 [.901]	.11843 [.110]	.10481 [.286]
β_1			-.4832E-3 [.122]	-.0015519 [.000]
R ² korr	.98905	.96332	.98961	.98116
F-Test	964.5402	421.1480	762.6253	556.5997
RSS	.011965	.041471	.010967	.020585
Kor	.000	.000	.000	.000
Het	.199	.796	.818	.010

Tabelle A8.5: OLS-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.8, korrigierte Annahmen)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-op ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-op ¹⁹⁸³
C	2.9590 [.001]	.61631 [.418]	.96023 [.606]	-4.4433 [.005]
α	-.32215 [.000]		-.26826 [.006]	
β	.62377 [.000]	.72009 [.000]	.81960 [.000]	1.2783 [.000]
Ω	.088147 [.080]	.081598 [.087]	.091806 [.073]	.10481 [.301]
β_1			-.5105E-3 [.230]	-.0015519 [.000]
R ² korr	.99320	.99222	.99328	
F-Test	1169.1	1361.8	946.5283	
RSS	.0071770	.0084990	.0068403	

Tabelle A8.6: Koyck-Modelle mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, vgl. Gleichung 4.10 und 4.11)

Modell	BIP ¹⁹⁸³	BIP-oP ¹⁹⁸³	BIP-T ¹⁹⁸³	BIP-T-oP ¹⁹⁸³
C	1.7354 [.007]	.41977 [.513]	.44067 [.700]	-1.7932 [.070]
α	-.19852 [.000]		-.16155 [.007]	
β	.24152 [.004]	.037657 [.616]	.38176 [.007]	.41329 [.008]
Ω	.063780 [.259]	.013853 [.839]	.072368 [.199]	.051552 [.410]
λ	.55213 [.000]	.89188 [.000]	.52824 [.000]	.70816 [.000]
A	-.443			
B	.539			
β_1			-.3100E-3 [.192]	-.6534E-3 [.007]
R ² korr	.99391	.99054	.99408	.99246
F-Test	1307.1	1117.4	1075.7	1053.3
RSS	.0064233	.010342	.0060232	.0079606
Kor	.224	.148	.252	.317
Het	.606	.507	.849	.740

Tabelle A8.7: ARDL-Modelle für den Stromverbrauch in den USA (p-Werte in eckigen Klammern, Lag-Ordnungen der abhängigen (erster Wert) und unabhängigen (zweiter bis dritter und bei Preissignifikanz auch vierter Eintrag) in runden Klammern, vgl. Gleichung 4.20)

Modell	BIP ^{1983,95%} (1,0,0,0)	BIP-oP ^{1983,*} (1,1,1)	BIP-T ^{1983,*} (1,0,0,0)	BIP-T-oP ^{1983,*} (1,1,1)
C	3.8748 [.004]	27.7620 [.563]	.93408 [.699]	.39160 [.957]
α	-.19852 [.000]		-.16155 [.007]	
β	.24152 [.004]	.61608 [.003]	.38176 [.007]	.67748 [.001]
Ω	.063780 [.259]	.022150 [.697]	.072368 [.199]	.040605 [.480]
β_1			-.3100E-3 [.192]	-.3442E-3 [.161]
ECM(-1)	-.44787 [.000]	-.048723 [.562]	-.47176 [.000]	-.16072 [.164]
A	-.44324 [.000]		-.34244 [.002]	
B	.53925 [.000]	.028695 [.982]	.80921 [.000]	1.2936 [.003]
O	.14241 [.257]	-2.3788 [.586]	.15340 [.196]	-.47168 [.482]
B_1			-.6570E-3 [.192]	-.0021417 [.080]
R ² korr [ECM]	.99391 [.52996]	.99341 [.49108]	.99408 [.54291]	.99366 [.51061]
F-Test [ECM]	1307.1 [10.0197]	965.5708 [11.9594]	1075.7 [8.6016]	837.1018 [9.8469]
RSS	.0064233	.0067061	.0060232	.0062099
Kor	.224	.074	.252	.096
Het	.606	.589	.849	.448

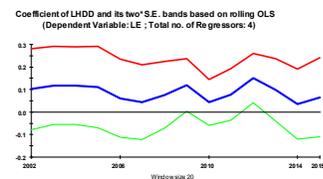
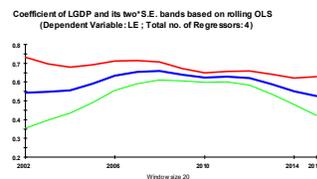
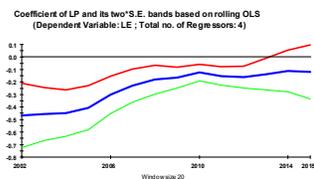


Abbildung A8.3 - A8.6: Rolling-Regression - Entwicklung der Preis-, Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in den USA (Modell mit Preis)

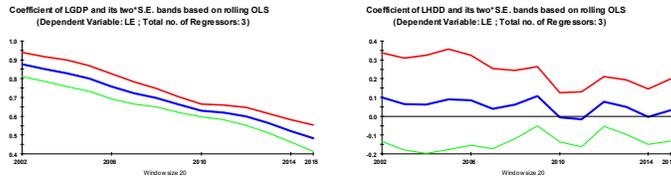


Abbildung A8.7- A8.8: Rolling-Regression - Entwicklung der Einkommens- und Heizgradtag-Elastizität in den USA (Modell ohne Preis)

A.9 ADF-Test

Die Tabelle zeigt die p-Werte des ADF-Tests für die in dieser Arbeit verwendeten Variablen. In Klammern sind die Lags dokumentiert, bei der die nächstliegende Signifikanzgrenze (0.1, 0.05 oder 0.01) unterschritten wurde. Die p-Werte der Heizgradtage wurden durch die Level-Werte und jene des Stromverbrauchs, der Preise und des Einkommens durch die ersten Differenzen. Es sind somit alle Variablen von einer Integrationsordnung kleiner 2 und daher für eine Kointegrationsanalyse geeignet.

Tabelle A.9.1: ADF-Berechnungen (p-Werte) aller Länder und Variablen (Einträge in Runden Klammern entsprechen Lag, bei den der p-Wert erzielt wurde)

	AUT	FIN	FRA	GER	ITA	JPN	ESP	USA
$\Delta \log(E)$	0.014 (1)	0.034 (2)	0.010 (1)	0.016 (1)	0.023 (1)	0.014 (1)	0.02 (0)	0.01 (4)
$\Delta \log(P)$	0.032 (4)	0.023 (3)	0.034 (1)	0.022 (0)	0.029 (2)	0.01 (0)	0.01 (0)	0.039 (0)
$\Delta \log(Y)$	0.047 (2)	0.01(0)	0.065 (0)	0.010 (1)	0.053 (3)	0.043 (2)	0.010 (4)	0.016 (2)
$\log(HDD)$	0.046 (0)	0.046 (0)	0.04 (0)	0.046 (0)	0.051 (4)	0.021 (0)	0.040 (0)	0.039 (0)

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit erkläre ich, dass die vorliegende Arbeit gemäß dem Code of Conduct - Regeln zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis, insbesondere ohne unzulässige Hilfe Dritter und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel, angefertigt wurde. Die aus anderen Quellen direkt oder indirekt übernommenen Daten und Konzepte sind unter Angabe der Quelle gekennzeichnet.

Die Arbeit wurde bisher weder im In- noch im Ausland in gleicher oder in ähnlicher Form in anderen Prüfungsverfahren vorgelegt.

Wien, 14.04.2018

Peter Zapfel