



TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
WIEN



Diplomarbeit

Analyse des Einflusses verschiedener Parameter auf den Stromverbrauch: Eine ökonometrische Untersuchung anhand ausgewählter Länder

von

Daniela Weitzer, BSc.

Mat.Nr.: 00726493

Technische Universität Wien

Institut für Energiesysteme und elektrische Antriebe

Energy Economics Group

Betreut von

Ao. Univ. Prof. Dr. Reinhard Haas

Wien, 2. Juni 2021

Danksagung

An dieser Stelle möchte ich die Gelegenheit wahrnehmen, um mich bei meinen vielen Unterstützern herzlich zu bedanken.

In erster Linie möchte ich mich bei meiner zweiten Hälfte Michael bedanken, der mich tatkräftig unterstützt und bei meinem Studium begleitet hat. Für den Zusammenhalt und seine Nervenstärke in den schwierigen Phasen sowie für seinen Einsatz zu Hause. Auch für die Ermutigung in den richtigen Momenten und den Zuspruch, wenn es nötig war.

Ein weiteres herzliches Dankeschön gebührt meiner Mutter, meiner Oma und meinen Opa, der den Abschluss dieser Diplomarbeit leider nicht mehr erleben durfte. Ebenso danken möchte ich Wolfgang und meinen Schwiegereltern. Sie alle haben mich beim Studium geduldig begleitet und unterstützt. Ohne ihre Geduld und Hilfe wäre das Studium bzw. der Abschluss des Studiums nicht möglich gewesen.

Außerdem möchte ich mich bei meinem Betreuer Univ. Prof. Dipl. Ing. Dr. Reinhard Haas für seinen Input und die Unterstützung bedanken.

Abstract

The internet and related activities now account for a very high proportion of the world's total energy consumption. Unconsciously, each of us contributes to driving this share even higher. Quickly starting a few search queries, streaming a film and using social media every few minutes are all part of our daily routine. Individually, these things are only a small share, but in total, information and communication technology is an enormous branch that the supply network must cover at all times. The Corona pandemic has also contributed to the push for digitalization.

This paper examines the composition of total electricity consumption in a maximum of ten selected countries. Various economic and climatic data are used as the basis for the econometric models and evaluated. The total electricity consumption of a country is attempted to be described by a total of five explanatory variables. One factor is the electricity price, which is made up of industrial and household prices weighted according to electricity consumption. Income is to be understood as per capita income and is described via the gross domestic product. Another parameter is the heating degree days, which represent the climatic effect. The information and communication technology sector is also one that was included as a share of the gross domestic product. The last factor is a time lag, the so-called lag. The complexity of the models is increased iteratively. Starting with the simpler least squares method with Koyck lag, the results were compared and analyzed with the more complex ARDL- method. For the climatic influence, the models were extended by the heating degree days. To investigate the information and communication technology sector, the models were iteratively extended and analyzed using the least squares method. Finally, a scenario analysis is carried out. From the results of this work, the following findings can be made:

- (i) income has an important influence on electricity consumption in all countries, with varying degrees,
- (ii) electricity price and heating degree days have varying degrees of influence on electricity consumption, if any, and
- (iii) the information and communication technology sector is a descriptive factor for electricity consumption in very few countries.

Kurzfassung

Das Internet und damit verbundene Aktivitäten beanspruchen beim weltweiten Energiebedarf mittlerweile einen sehr hohen Anteil am gesamten Verbrauch. Unbewusst trägt jeder von uns dazu bei, diesen Anteil weiter in die Höhe zu treiben. Schnell zwischendurch einige Suchanfragen gestartet, dann noch einen Film gestreamt und auch die Benutzung von Social Media alle paar Minuten gehören heute einfach dazu. Im Einzelnen sind diese Dinge zwar nur ein kleiner Anteil, in Summe ist die Informations- und Kommunikationstechnologie jedoch ein enormer Zweig, den das Versorgungsnetz zu jedem Zeitpunkt abdecken muss. Die Corona Pandemie hat ebenfalls zur Forcierung der Digitalisierung beigetragen.

Diese Arbeit untersucht die Zusammensetzung des gesamten Stromverbrauchs in maximal zehn ausgewählten Ländern. Verschiedene ökonomische und klimatische Daten werden als Grundlage für die ökonometrischen Modelle herangezogen und ausgewertet. Der gesamte Stromverbrauch eines Landes wird über insgesamt fünf erklärende Variablen zu beschreiben versucht. Ein Faktor ist der Strompreis. Er setzt sich aus Industrie- und Haushaltspreisen, gewichtet nach dem Stromverbrauch, zusammen. Das Einkommen ist als pro Kopf Einkommen zu verstehen und wird über das Bruttoinlandsprodukt beschrieben. Ein weiterer Parameter sind die Heizgradtage die den klimatischen Effekt repräsentieren. Die Informations- und Kommunikationstechnologie ist ebenfalls einer, der als Anteil vom Bruttoinlandsprodukt eingebunden wurde. Den letzten Faktor stellt eine zeitliche Verzögerung dar, den so genannten Lag. Die Komplexität der Modelle wird dabei iterativ erhöht. Beginnend mit der einfacheren kleinsten Quadrate Methode mit Koyck Lag, wurden die Ergebnisse mit der aufwendigeren ARDL-Methode verglichen und analysiert. Für den klimatischen Einfluss wurden die Modelle um die Heizgradtage erweitert. Zur Untersuchung des Informations- und Kommunikationstechniksektors wurden die Modelle mit der kleinsten Quadrate Methode iterativ erweitert und analysiert. Abschließend wird eine Szenarioanalyse durchgeführt. Aus den Ergebnissen dieser Arbeit können folgende Erkenntnisse gewonnen werden:

- (i) Das Einkommen hat in allen Ländern einen wichtigen Einfluss auf den Stromverbrauch, mit unterschiedlichem Ausmaß.
- (ii) Der Strompreis und die Heizgradtage haben wenn überhaupt, einen unterschiedlich starken Einfluss auf den Stromverbrauch.
- (iii) Die Informations- und Kommunikationstechnologie ist in den wenigsten Ländern ein beschreibender Faktor für den Stromverbrauch.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	1
2	Grundlagen.....	4
2.1	Stand der Technik.....	4
2.2	Ländersteckbriefe.....	6
2.2.1	USA.....	7
2.2.2	Japan.....	7
2.2.3	Österreich.....	8
2.2.4	Finnland.....	8
2.2.5	Griechenland.....	9
2.2.6	Deutschland.....	9
2.2.7	Irland.....	10
2.2.8	Frankreich.....	10
2.2.9	Spanien.....	11
2.2.10	Italien.....	11
2.3	Parameter.....	12
2.3.1	Stromverbrauch.....	12
2.3.2	Strompreis.....	12
2.3.3	Einkommen.....	12
2.3.4	Heizgradtage.....	13
2.3.5	Informations- und Kommunikationstechnik.....	13
3	Basisdaten.....	14
3.1	Stromverbrauch.....	14
3.1.1	Gesamter Stromverbrauch.....	14
3.1.2	Stromverbrauch des Industriesektors.....	16
3.1.3	Stromverbrauch der privaten Haushalte.....	19
3.2	Strompreis.....	21
3.2.1	Industriestrompreis.....	21
3.2.2	Haushaltsstrompreis.....	22
3.2.3	Gewichteter Strompreis.....	24
3.3	Einkommen.....	25
3.4	Heizgradtage.....	27
3.5	Informations- und Kommunikationstechnik.....	28
4	Methode.....	30
4.1	Ordinary Least Square Schätzverfahren.....	30

4.2	Koyck Lag	33
4.3	Autoregressive Distributed Lag Schätzverfahren	34
4.4	Szenarien Analyse.....	36
4.4.1	Spezifikation der Faktoren.....	37
4.4.2	Spezifikation der Szenarien	38
5	Modellauswertung	40
5.1	Basismodell.....	41
5.1.1	OLS.....	41
5.1.2	ARDL	44
5.1.3	Vergleich von OLS- und ARDL-Schätzverfahren beim Basismodell	46
5.2	Modell mit Heizgradtagen.....	49
5.2.1	OLS.....	50
5.2.2	ARDL	54
5.2.3	Vergleich von OLS- und ARDL-Schätzverfahren beim erweiterten Modell	58
5.3	Modelle für IKT.....	63
5.3.1	Basismodell.....	64
5.3.2	Basismodell mit IKT	66
5.3.3	Basismodell mit IKT und HGT	70
5.4	Szenarien Modelle.....	73
5.4.1	Österreich.....	75
5.4.2	Griechenland	76
5.4.3	Spanien	77
5.4.4	Italien.....	78
6	Schlussfolgerung und Ausblick	79
	Literaturverzeichnis.....	81
A.	Anhang.....	83

1 Einleitung

Diese Arbeit beschäftigt sich mit dem Thema der Ökonometrischen Untersuchung des Stromverbrauchs unterschiedlicher Länder. Um einen einfacheren Zugang und die Motivation hinter dieser wissenschaftlichen Arbeit besser verstehen zu können, soll ein alltägliches Beispiel dienen.

Der Wecker klingelt und das Licht geht an. Anschließend einen Kaffee mittels Kaffeeautomaten bereiten und einen Toast dazu. Nebenbei liest man die Zeitung am Handy oder am Tablet. Danach die Zähne mit der elektrischen Zahnbürste geputzt und vielleicht noch schnell den Geschirrspüler oder die Waschmaschine in Betrieb genommen.

Allein in dieser kurzen alltäglichen Morgenszene wird jedes Mal elektrische Energie benötigt, um diese Aufgaben erledigen zu können. Eine kurze Überschlagsrechnung zeigt, dass hier bereits ungefähr 1,3kWh verbraucht wurden (genaue Aufstellung in Anhang A.1).

$$\begin{aligned}
 & \textit{Wecker} + \textit{LED Licht} + \textit{Kaffemaschine} + \textit{Toaster} + \textit{Handy oder Tablet} + \textit{el. Zahnbürste} \\
 & \quad + \textit{Geschirrspüler oder Waschmaschine} \\
 & \hspace{15em} (1-1) \\
 & = 0,12kWh + 0,027kWh + 0,225kWh + 0,17kWh + 0,01kWh + 0,0216kWh + 0,7kWh \\
 & \approx 1,3kWh
 \end{aligned}$$

Im Laufe eines Tages benutzen wir noch viel mehr an elektrisch betriebenen Geräten. Dabei kommen noch eine Vielzahl dazu die im Standby Betrieb 24h am Tag laufen. Dadurch ergibt sich ein Lastprofil über den Tag welches zu jedem Zeitpunkt vom Energieversorger bedient werden muss. Die Verfügbarkeit und Nutzung von elektrischer Energie nimmt man mittlerweile als Selbstverständlichkeit wahr. Die zunehmende Digitalisierung erhöht noch zusätzlich den Verbrauch an elektrischer Energie. Dem gegenüber stehen Effizienzsteigerung und Regulierungsmaßnahmen.

Um die jeweils gesteckten Klimaziele erreichen zu können, sind Veränderungen auch im Energiesektor notwendig. Sei es nun durch Förderung erneuerbarer Energieträger, Erhöhung der Selbstversorgung oder durch Steuern, die sich auf den Strompreis niederschlagen.

So mannigfaltig die Ansätze und Möglichkeiten diesbezüglich sind, so vielfältig und unterschiedlich sind auch die Länder. Je nach Geografie, Demografie, Kultur, Wirtschaftslage, Klima und vieler anderer Faktoren ergeben sich unterschiedliche Lastprofile und Einflussmöglichkeiten darauf. Eine Aufgabe besteht darin herauszufinden, welche Faktoren wieviel Einfluss im Land haben.

Fragestellung

Wie beeinflussen Strompreis, Einkommen, Heizgradtage und eine zeitliche Verzögerung den Stromverbrauch eines Landes? Welche Rolle spielt die Ausprägung der zeitlichen Verzögerung bei den einzelnen Parametern?

Durch einen Vergleich mit der Autoregressive Distributed Lag Methode soll eine genauere Aussage über die kurz- und langfristigen Auswirkungen der jeweiligen Parameter ermöglicht werden. Des Weiteren ist eine zusätzliche Überprüfung der Daten auf Plausibilität möglich.

Erstmalig soll der Informations- und Kommunikationssektor (IKT) in Zusammenhang mit dem Stromverbrauch mittels Regression untersucht werden. Wie gut ist die Qualität der Modelle und welche Schlüsse können daraus gezogen werden? Wie stark ist der Einfluss des IKT-Faktors in den jeweiligen Ländern?

Methode

All diese Fragen sollen im Folgenden untersucht und analysiert werden. Angefangen mit der Ordinary Least Square (OLS) Methode, wird für jedes Land eine lineare Regression durchgeführt. Dadurch erhält man eine erste Abschätzung der Elastizitäten. Das bedeutet, ändert man einen unabhängigen Parameter wie Einkommen oder Strompreis, ändert sich relativ dazu der Stromverbrauch der Haushalte, der die abhängige Variable in dieser Arbeit darstellt. Diese Elastizitäten geben also die relative Änderung des Stromverbrauchs an, wenn man den zugehörigen Parameter ändert. Durch die Integration des so genannten Koyck'schen Lags, kann eine Unterscheidung zwischen kurzfristigen und langfristigen Effekten gemacht werden. Es ist durchaus möglich, dass der Einfluss eines Parameters auf den Stromverbrauch, erst später seine Wirkung zeigt. Ein Lag ist also eine zeitliche Verzögerung, die im Modell berücksichtigt wird.

Eine etwas komplexere Methode stellt die Regression mittels Autoregressive Distributed Lag (ARDL) dar. Dadurch sollen die Ergebnisse der OLS-Regression überprüft und verglichen werden. Bei der Auswertung mittels ARDL-Methode kann außerdem, jeder einzelnen unabhängigen Variable ein individueller Lag zugeordnet werden. Dadurch kann der Erklärungsgehalt der Modelle weiter erhöht werden. Ein weiterer Vorteil ist die separate Angabe der Signifikanz von kurz und langfristigen Elastizitäten. Dadurch lässt sich sagen, ob ein Parameter beispielsweise nur längerfristig einen Einfluss auf den Stromverbrauch hat oder nicht.

Beide Methoden der Regression werden auf ein Modell, mit und ohne Einbeziehung der Heizgradtage (HGT) angewandt. Dadurch wird der Einfluss der HGT weiterführend untersucht, der bereits in vorangegangenen Arbeiten wie z.B. (Zapfel, 2018), (Frondel Manuel, 2013), (Matthias, 2013) beleuchtet wurde. Die Heizgradtage erlauben es den Bedarf an Wärme durch zusätzliches Heizen, im Modell zu berücksichtigen. Indirekt ist es also eine Möglichkeit die Veränderung des Klimas zu erfassen und einzubinden.

Diese Analysen werden für insgesamt zehn Länder durchgeführt. Es handelt sich dabei um acht ausgewählte EU-Länder, sowie die USA und Japan. Die EU-Ländern sind Österreich, Deutschland, Finnland, Griechenland, Spanien, Italien, Irland und Frankreich. Hierbei wird pro Land eine Zeitreihe von 40 Jahren herangezogen.

Der zweite Teil dieser Arbeit befasst sich mit der erstmaligen Untersuchung der Informations- und Kommunikationstechnik (IKT) im Zusammenhang mit dem Stromverbrauch mittels Regression. Durch das Voranschreiten der Digitalisierung sowohl im privaten als auch im öffentlichen und industriellen Bereich nimmt der Anteil von IKT am Stromverbrauch beständig zu. Die weltweite Coronapandemie beschert diesem Sektor einen ungeahnten zusätzlichen Aufschwung.

Die Analyse erfolgt für sieben EU-Länder in einem Zeitraum von zehn Jahren. Die Länder sind Österreich, Deutschland, Frankreich, Finnland, Griechenland, Spanien und Italien. Die Auswertung erfolgt wieder durch die einfachere OLS-Methode.

Ausgegangen wird von einem Basismodell, in dem Strompreis, Einkommen und Koyck'scher Lag berücksichtigt sind. In den nächsten Schritten wird das Basismodell um den IKT-Faktor erweitert und danach nochmals um die Heizgradtage. Durch den Vergleich der drei Modelle kann eine Aussage über die Sinnhaftigkeit des IKT-Faktors abgegeben werden.

Abschließend sollen noch mit dem besten Modell für das jeweilige Land verschiedene Szenarien betrachtet werden. Die Szenarien zeigen eine Prognose bis zum Jahr 2040, basierend auf den vorigen

Ergebnissen. Die möglichen Entwicklungen vom Stromverbrauch bei Variation von Strompreis und IKT-Sektor im jeweiligen Land können so veranschaulicht und mit anderen verglichen werden.

Motivation

Die Zusammensetzung des Stromverbrauchs und dessen Dynamik im zeitlichen und geografischen Kontext ist ein sehr vielfältiges Thema. Es erlaubt eine Fülle an möglichen Spezialisierungen und die Anwendung statistischer Methoden auf reale Datensätze. Die Analyse unterschiedlicher Länder und Parameter gibt Aufschluss über jeweilige wirkungsvolle Ansatzpunkte zur Verminderung des Stromverbrauchs. Durch die Verminderung wird ein notwendiger Beitrag zur Erreichung der Klimaziele geleistet. Mittlerweile macht sich die Klimaveränderung immer deutlicher bemerkbar und zeigt wie dringlich die Erfüllung der gesetzten Ziele ist.

Ein weiterer Trend ist die Digitalisierung, die der Verbrauchsreduktion entgegenwirkt. Es wird versucht herauszufinden, wie groß bereits der Einfluss auf den gesamten Stromverbrauch ist und ob dieser vielleicht in Zukunft ein wichtiger Ansatzpunkt zur Reduktion werden muss.

Aufbau der Arbeit

Für die Eruierung wird zuerst bereits vorhandene Literatur über Zeitreihenanalysen und Energienachfrage in diesem Bereich vorgestellt. Anschließend ist eine informative allgemeine Übersicht aller ausgewählter Länder und Parameter aufgeführt.

Der nächste Abschnitt beschreibt und interpretiert die Datenreihen, die dieser Arbeit zugrunde liegen. Es wird belegt woher die Zahlen stammen und auf welche Art und Weise sie für die Modelle aufbereitet wurden.

Anschließend wird genau beschrieben, wie die Basisdaten weiterverarbeitet werden. Die Vorgehensweise um den Zusammenhang zwischen Stromverbrauch und Strompreis, Einkommen, einer zeitlichen Verzögerung, Heizgradtage, Informations- und Kommunikationstechnik untersuchen zu können wird erläutert.

Die Ergebnisse aus den durchgeführten Modellen werden veranschaulicht, beschrieben und verglichen. Außerdem wird die Plausibilität der Ergebnisse diskutiert.

Abschließend werden die Antworten auf die Fragestellung aus den Ergebnissen abgeleitet und weiterführende Ideen angesprochen. Die Vorschläge können als Grundlage für aufbauende Arbeiten in diesem Bereich genutzt werden.

2 Grundlagen

Dieses Kapitel beschäftigt sich damit einen allgemeinen Überblick zu schaffen, um die Leserlichkeit zu verbessern und das Verständnis für das Themengebiet zu steigern. Zuerst wird ein kurzer Überblick zu den bisherigen Arbeiten in diesem Themengebiet gegeben und deren Erkenntnisse daraus. Anschließend wird erläutert welche neuen Ideen und Ansätze untersucht werden sollen.

Im nächsten Unterkapitel wird jedes, in der Arbeit enthaltene Land kurz vorgestellt, um die Vielfältigkeit zu verdeutlichen. Anschließend werden die zu Grunde liegenden Parameter beschrieben.

2.1 Stand der Technik

Die Diplomarbeit **„Ökonometrische Untersuchung der Einflussparameter auf den Stromverbrauch ausgewählter OECD-Länder“ von Peter Zapfel (2018)** (Zapfel, 2018) ist dieser Arbeit ähnlich.

Es wird bei acht ausgewählten OECD Ländern (Organisation for Economic Co-operation and Development) der Einfluss von Einkommen, Strompreis und Heizgradtage auf den Stromverbrauch untersucht. Besonderes Augenmerk wird dabei auf die zeitliche Komponente gelegt und die Veränderungen über die Zeit. Die Analyse erfolgt ebenfalls mittels Microfit 5.5. Angefangen wird mit der OLS-Methode und für die Analyse der zeitlichen Entwicklung der Modellfaktoren eine Rolling-Regression durchgeführt. Zusätzlich werden die OLS-Modelle mit Koyck'schen Lag versehen und mit den erstellten ARDL-Auswertungen verglichen. Abschließend wurde durch Einführung von Dummy-Variablen eine Panelanalyse erstellt, um besonders länderspezifisches Nachfrageverhalten zu identifizieren. Als Ergebnis der Diplomarbeit konnte für alle Länder ein wichtiger Einfluss des Einkommens auf den Stromverbrauch festgestellt werden. Strompreis und Heizgradtage haben in mehreren Ländern einen signifikanten Einfluss, jedoch nicht in allen. Außerdem variieren die Effekte zwischen den Ländern und auch mit der Zeit.

„Impacts on electricity consumption of household appliances in Austria: a comparison of time series and cross-section analyses“ von Reinhard Haas, Peter Biermayr, Josef Zochling und Hans Auer (1998) (Haas Reinhard, 1998) befasst sich mit dem Stromverbrauch von Haushaltsgeräten in Österreich.

Es wird eine Zeitreihenanalyse mit einer Querschnittsanalyse verglichen und die Auswirkungen unterschiedlicher Parameter daraus ermittelt. Die Zeitreihe erstreckt sich zwischen 1960-1995 und enthält als Parameter den Strompreis, das Einkommen und in weiterer Folge einen lag. Die Einbindung von Heizgradtagen und eines zeitlichen Trends erweist sich schließlich als nicht signifikant in der Zeitreihenanalyse. Über den Ansatz mittels Struktur und Intensität (STRINT) wird versucht die Intensität des Energieverbrauchs zu integrieren. Die Resultate der Zeitreihenuntersuchung ergeben letztlich keinen Einfluss des Strompreises auf den Verbrauch, das Einkommen jedoch schon. Das Einkommen hat sowohl kurz- als auch langfristig einen Einfluss. Die Anpassung an den Stromverbrauch erfolgt relativ langsam, was aus den relativ hohen Lag-Werten hervorgeht. Schließlich wurde noch festgestellt, dass sich der langfristige Einfluss der Effizienz in etwa linear verhält.

Bei der Querschnittsanalyse wird der Einfluss von Wohnfläche, Personenanzahl pro Wohneinheit und Wohneinheiten pro Gebäude auf den Stromverbrauch untersucht. Diese Strukturparameter lassen bis zu einem gewissen Grad Rückschlüsse auf das Einkommen zu. Bei der Querschnittsanalyse sind daher die Einkommenselastizitäten etwas niedriger als in der Zeitreihenanalyse und die Preise sind ebenfalls nicht signifikant. Langfristig ist die Einkommenselastizität rückläufig und daher die Effizienz der

wichtigste langfristige Faktor. Es wird empfohlen sich auf Instrumente zur Effizienzsteigerung zu konzentrieren wie z.B. Normen und Kennzeichnung.

Eine weitere Arbeit ist **„The role of efficiency improvements vs. Price effects for modeling passenger car transport demand and energy demand—Lessons from European countries“ von Amela Ajanovic, Reinhard Haas (2012)**. (Amela Ajanovic, 2012)

Allgemein gesprochen handelt es sich um eine Verbrauchsanalyse im Verkehrsbereich. Diese Abhandlung befasst sich mit den Auswirkungen auf den Kraftstoffverbrauch und die gefahrenen Kilometer eines Fahrzeuges bei Änderungen von Kraftstoffart bzw. Kraftstoffintensität, Haushaltseinkommen und Kraftstoffpreis. Zusätzlich wurden die Wechselwirkungen zwischen diesen Parametern im PKW-Personenverkehr untersucht. Zusammenhänge zwischen Preis und Intensität werden über den Rebound Effekt und den Umstieg auf Diesel beleuchtet. Für 6 verschiedene EU-Länder im Zeitraum von 1970–2007 kommt dabei die Kointegrationsanalyse zur Anwendung. Die Analyse wird, wie in dieser Arbeit, mittels ARDL-Methode im Programm Microfit 5.5 durchgeführt. Die Konklusion der Abhandlung besagt, dass technische Standards allein nicht ausreichen und deshalb nur begrenzten Erfolg als Instrument aufweisen. Besser wäre eine Kombination aus Treibstoffsteuern und Intensitätsstandards, um den Rebound Effekt durch die Steuern kompensieren zu können.

Schließlich bildet noch die Metastudie **„Analyse der mit erhöhtem IT-Einsatz verbundenen Energieverbräuche infolge der zunehmenden Digitalisierung“ von Philipp Richard, Elie-Lukas Limbacher, Toni Engelhardt (2017)** (Richard Philipp, 2017) eine Grundlage für diese Arbeit.

Die Abhandlung vergleicht zehn Studien im Bereich Entwicklung des Energieverbrauchs vom IKT-Sektor und versucht daraus Kernaussagen und Empfehlungen zu extrahieren. Jede einzelne Studie wurde auf ihre Kernaussagen eingehend analysiert und ihre Schlagwörter herausgearbeitet. Anschließend werden alle Studien kategorisiert und zusammengefasst. Durch die unterschiedlichen Schwerpunkte in den Studien, ergeben sich 6 Hauptkategorien und 29 Unterkategorien, die identifiziert wurden. Die 6 Hauptkategorien sind IKT in Telekommunikationsnetzen, IKT in der Wirtschaft, IKT in Haushalten, IKT in der Gebäudeautomation, IKT in der Öffentlichkeit und IKT in Daten-/Rechenzentren. Die 29 zusätzlichen Unterkategorien sind den Hauptkategorien zugeordnet. Anschließend wurden alle Kernaussagen und Empfehlungen in übergeordnete Aussagegruppen eingeteilt und ein Fazit gezogen. Für die weltweite Entwicklung des Stromverbrauchs von IKT zeigen sich starke Abweichungen voneinander, abhängig vom Untersuchungsumfeld und dem angenommenen technologischen Fortschritt. Innerhalb der EU ergeben sich ähnliche Entwicklungsverläufe, die alle eine steigende Tendenz aufweisen. Unterschiede in den Wachstumsraten sind durch die variierenden Annahmen für die Szenarien erklärbar. Außerdem spielt der Veröffentlichungszeitpunkt eine Rolle in Hinblick auf einbezogene Erkenntnisse und Entwicklungen. Der Verbrauch von Datenzentren und Clouddiensten ist weltweit und deutschlandweit trotz effizienterer Technik im Steigen begriffen. In privaten EU-Haushalten und EU-Wirtschaftsbereich ist ein Rückgang des IKT Energieverbrauchs zu verzeichnen. Deutschlandweit zeigt sich dasselbe Verhalten wie es auch EU weit der Fall ist.

Die resultierenden Handlungsempfehlungen fordern eine Verbesserung der Datengrundlagen, um die ganzheitliche Vergleichbarkeit zu erhöhen. Vorschläge, um dies zu erreichen sind die Einführung von Standards bei der Verbrauchserfassung und eine klare Abgrenzung zwischen Stromverbrauch und der Effizienzsteigerung durch IKT.

In dieser Arbeit soll erstmals der Einfluss des Informations- und Kommunikationssektors auf den Stromverbrauch mittels Regression analysiert werden. Wie groß der so genannte Fußabdruck dieses Sektors in der Energiewirtschaft bereits ist und wie es sich in Zukunft entwickeln könnte. Dies wird für

mehrere ausgewählte EU-Länder ausgewertet und miteinander verglichen. Daraus lassen sich dann eventuell geografische oder wirtschaftliche Zusammenhänge ableiten.

Die Basis der ökonomischen Untersuchung bilden die Angaben von zehn unterschiedlichen Ländern. Die Ausgangsdaten enthalten Informationen bezüglich Stromverbrauchs, Strompreis, Einkommen, Heizgradtagen und dem Informations- und Kommunikationssektor der jeweiligen Länder.

Auf Grund wirtschaftlicher Skalierbarkeit und gut dokumentierter Datenaufzeichnung wurden die USA und Japan als Repräsentanten des nordamerikanischen bzw. asiatischen Kontinents ausgewählt. Die restlichen Länder sind Vertreter der Europäischen Union (EU). Innerhalb der EU wurde auf eine größtmögliche Vielfalt in wirtschaftlicher und geografischer Hinsicht Rücksicht genommen.

Spanien, Frankreich und Irland sind die Vertreter der westlichen Region, wobei Spanien und Frankreich die flächenmäßig größeren Länder sind. Irland nimmt als Inselstaat eine Sonderstellung ein, ist aber flächenmäßig zu den kleineren Ländern zu zählen.

Deutschland, Österreich und Italien stellen die geografisch mittlere Zone dar, wobei hier ebenfalls Deutschland und Italien die größeren und Österreich das kleine Land repräsentiert. Ein besonderes hier vorliegendes Merkmal ist das ökonomische Gefälle innerhalb des jeweiligen Landes, abgesehen von Österreich. Das bedeutet Süddeutschland mit Bayern und Baden-Württemberg, sowie Nord-Italien tragen deutlich mehr für das Bruttoinlandsprodukt (BIP) bei und führen so zu einem nichteinheitlichen Gesamtstaat. Nachdem für die Analyse das gesamte Land betrachtet wird, spielt das aber keine weitere Rolle. Die stellvertretenden östlichsten Länder im EU-Raum in dieser Arbeit, sind Finnland und Griechenland. Hierbei ist Finnland der Vertreter der großen Länder und Griechenland von mittlerer Größe mit hohem Inselanteil. (indexmundi, 2020)

Die Fläche eines Landes allein, ist für die Analyse jedoch nicht ausschlaggebend. Deshalb muss des Weiteren noch die Bevölkerungsdichte erwähnt werden. Hierbei liegt Japan vor Deutschland knapp gefolgt von Italien, dahinter Österreich, Frankreich, Spanien und Griechenland. Mit deutlichem Abstand folgen Irland und das Schlusslicht bilden die USA und an letzter Stelle Finnland. (indexmundi, 2020)

Wirtschaftlich gesehen zählen die USA, Deutschland und Japan zu den führenden Ländern. Gefolgt von Frankreich, Italien, Spanien und mit etwas Abstand Österreich und Irland. Wirtschaftliches Schlusslicht bilden Griechenland und Finnland. (indexmundi, 2020) Um die Verhältnisse besser zu verstehen, soll der nachfolgende Abschnitt dienen.

2.2 Ländersteckbriefe

Jedes ausgewählte Land wird hier kurz vorgestellt und ein prägnanter Überblick verschafft. Das soll zur leichteren Orientierbarkeit dienen.

Die Daten für die Fläche, Einwohner, Bruttoinlandsprodukt (BIP), El. Verbrauch und die Internetnutzung als prozentualer Bevölkerungsanteil kommen vom CIA World Factbook – Version Januar 1, 2020. (indexmundi, 2020) Die Klimazonenkarte stammt von der Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik. (ZAMG, 2006) Allgemeine Länderaussagen wurden aus (Ed. Hölzel, 2002) und Aussagen über die Stromerzeugung von der International Energy Agency entnommen (IEA, 2018).

2.2.1 USA



Fläche [km²]: 9.833.517

Einwohner [Mio.]: 332,64

BIP [Mrd. US-Dollar]: 19,490

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 11.730,43

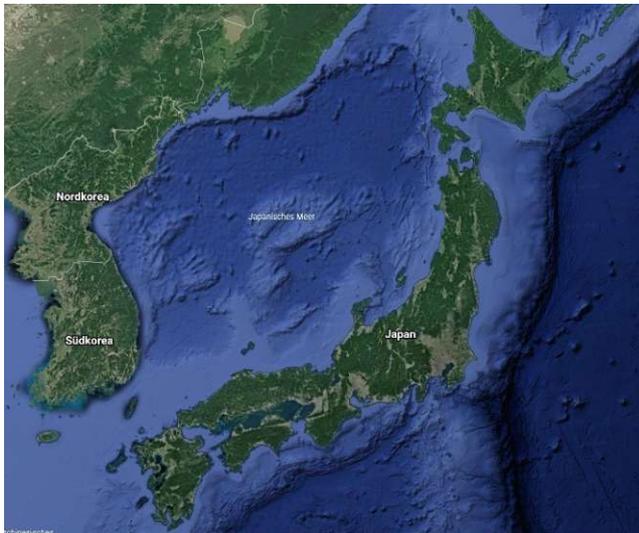
Internetnutzer [%]: 85,8

Wichtigste Klimazonen: arides, warmgemäßigtes und Schneeklima mit heißen bis zu kalten und trockenen Temperaturen

Abbildung 2-1: USA (Earth, 2020)

In den Vereinigten Staaten von Amerika (USA) besteht ein extremes Ost-West Gefälle bezüglich der Bevölkerungsdichte. Während die östlichen Bundesstaaten sehr dicht besiedelt sind (über 200 Personen/km²) sinkt die Bevölkerungsdichte im Verlauf nach Westen auf unter eine Person/km². Die Meisten von den mittlerweile weltweit größten Technologiekonzernen haben ihren Sitz in der USA. Zu den so genannten „Big Five“ oder GAFAM gehören Google, Amazon, Facebook, Apple und Microsoft. Historisch gesehen wurde die Stromerzeugung hauptsächlich durch Kohle bewerkstelligt und ab 2015 von Erdgas abgelöst.

2.2.2 Japan



Fläche [km²]: 377.915

Einwohner [Mio.]: 125.51

BIP [Mrd. US-Dollar]: 5,443

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 7.519,07

Internetnutzer [%]: 85,0

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes und Schneeklima mit heißen bis zu kühlen Sommer

Abbildung 2-2: Japan (Earth, 2020)

Japan (JPN) ist ein Inselstaat bestehend aus vier großen Hauptinseln und über 6000 kleineren Inseln. Es umfasst verhältnismäßig viele Klimazonen im Vergleich zur Fläche. In Japan treffen vier tektonische Platten aufeinander und ist somit in einem sehr aktiven Erdbebengebiet. Japan betreibt gleichzeitig sowohl ein Versorgungsnetz mit 50Hz nördlich als auch mit 60Hz südlich. Der Strombedarf wurde historisch hauptsächlich mit Atomkraft abgedeckt und wurde mittlerweile vom Erdgas abgelöst.

2.2.3 Österreich



Abbildung 2-3: Österreich (Earth, 2020)

Fläche [km²]: 83.871

Einwohner [Mio.]: 8,86

BIP [Mrd. US-Dollar]: 441,0

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 7.291,65

Internetnutzer [%]: 87,1

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes und Schneeklima mit warmem Sommer

Österreich (AUT) ist ein Binnenstaat und zählt zu den wasserreichsten Ländern mit sehr hoher Wasserqualität. Dementsprechend wird der Stromverbrauch hauptsächlich durch Wasserkraft abgedeckt. Österreich ist auch einer der wenigen Länder auf der Welt, die überhaupt keine Atomkraftwerke betreiben. Demografisch gesehen ist die Bevölkerungsdichte zwischen Ost und West sehr unterschiedlich. Allein in Wien und Niederösterreich leben ca. 40% der gesamten österreichischen Bevölkerung.

2.2.4 Finnland



Abbildung 2-4: Finnland (Earth, 2020)

Fläche [km²]: 338.145

Einwohner [Mio.]: 5,57

BIP [Mrd. US-Dollar]: 244,9

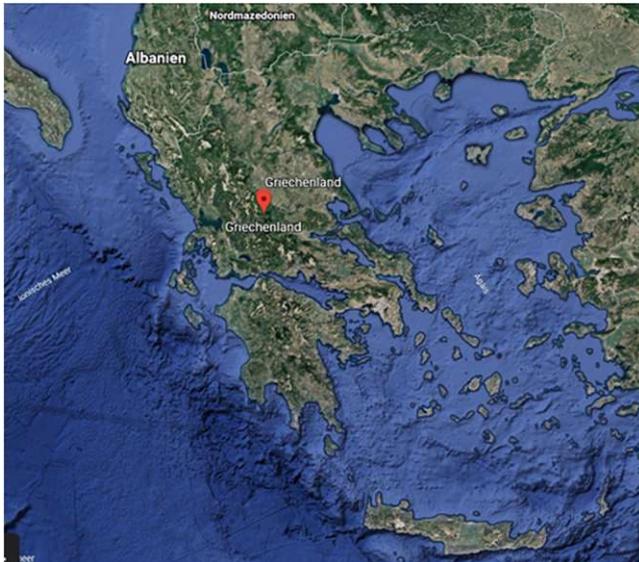
El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 14.859,11

Internetnutzer [%]: 88,3

Wichtigste Klimazonen: Schneeklima mit kühlem Sommer

Finnland (FIN) wird oft als „Das Land der tausend Seen“ bezeichnet und das zu Recht, mit knapp 190 000 Seen. Mit einem zusätzlich sehr hohen Waldanteil an der Gesamtfläche, nimmt die Holzwirtschaft ein wichtiges Standbein in Finnland ein. Mittlerweile werden aber Elektronik- und Metallindustrie immer wichtiger für die Wirtschaft des Landes. Die meiste Bevölkerung ist im Süden angesiedelt und so sind da auch die wichtigsten Industriegebiete. Historisch wurde die Energieerzeugung hauptsächlich durch Atomkraft bewerkstelligt und das ist auch nach wie vor so.

2.2.5 Griechenland



Fläche [km²]: 131.957

Einwohner [Mio.]: 10,61

BIP [Mrd. US-Dollar]: 299,3

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 5.363,41

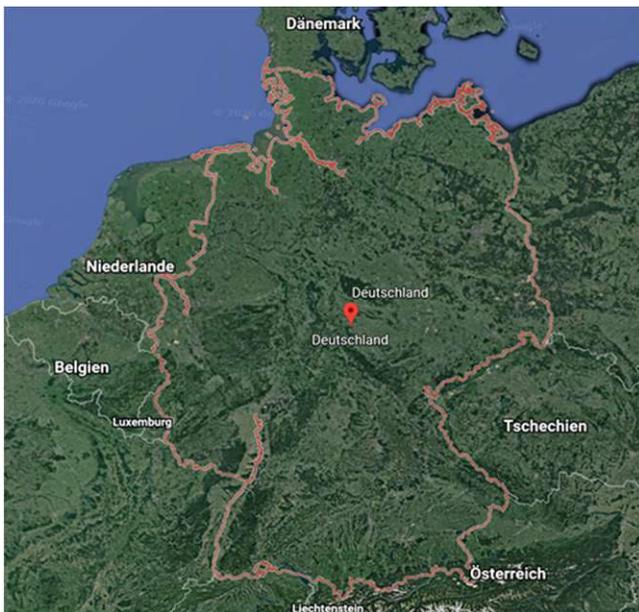
Internetnutzer [%]: 73,4

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit heißem Sommer

Abbildung 2-5: Griechenland (Earth, 2020)

Zu Griechenland (GRC) gehören etwa 3000 Inseln, die teilweise bewohnbar sind und teilweise nicht. Aufgrund der tektonischen Lage kommt es in Griechenland überdurchschnittlich oft und zum Teil auch zu sehr starken Erdbeben. Zusätzlich gibt es mehrere Vulkane die teilweise als aktiv gelten. Die Stromerzeugung in Griechenland wurde bis 2018 hauptsächlich durch Kohle abgedeckt und mittlerweile von Erdgas abgelöst. Griechenland gehört zu den wenigen Ländern die keine Atomkraftwerke betreiben.

2.2.6 Deutschland



Fläche [km²]: 357.022

Einwohner [Mio.]: 80,16

BIP [Mrd. US-Dollar]: 4.199,0

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 6.692,89

Internetnutzer [%]: 90,1

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit warmem Sommer

Abbildung 2-6: Deutschland (Earth, 2020)

Deutschland (DEU) zählt zu den wirtschaftsstärksten Ländern überhaupt. Es besitzt nennenswerte Braunkohle und Steinkohlevorkommen die auch zur Stromerzeugung genutzt werden. Dem entsprechend wird die Stromerzeugung mehrheitlich durch Kohle abgedeckt. Bei der Bevölkerungsdichte Deutschlands ist hauptsächlich ein Ost-West Gefälle festzustellen, wobei die bevölkerungsmäßig dichteren Gebiete im Westen liegen.

2.2.7 Irland



Fläche [km²]: 70.273

Einwohner [Mio.]: 5,18

BIP [Mrd. US-Dollar]: 353,3

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 4.960,81

Internetnutzer [%]: 82,7

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit warmem Sommer

Abbildung 2-7: Irland (Earth, 2020)

Irland (IRL) ist ein Inselstaat der die meiste Fläche der gleichnamigen Hauptinsel ausmacht. Die meisten Einwohner sind im Osten der Insel angesiedelt. Irland ist stark exportabhängig, ein Großteil der Exportgüter machen Rindfleisch und Milchprodukte aus. Die Stromerzeugung in Irland wurde bis 1999 durch Kohle realisiert und inzwischen von Erdgas abgelöst.

2.2.8 Frankreich



Fläche [km²]: 643.801

Einwohner [Mio.]: 67,85

BIP [Mrd. US-Dollar]: 2.856,0

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 6.644,25

Internetnutzer [%]: 81,5

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit warmem Sommer

Abbildung 2-8: Frankreich (Earth, 2020)

Frankreich (FRA) betreibt im Vergleich mit anderen europäischen Staaten extrem viele Atomkraftwerke und ist auch die einzige Nuklearmacht in Europa. Die Stromerzeugung wird daher zum Großteil über Atomkraft bewerkstelligt. In Frankreich ist der höchste Berg Europas zu finden mit ca. 4800m Höhe. Der Mont Blanc liegt an der Grenze zu Italien und gehört zu den Alpen. Als ehemalige Kolonialmacht gehören Teile der kolonisierten Gebiete noch immer zu Frankreich wie z.B. Französisch-Guayana und Polynesien, Martinique oder Réunion.

2.2.9 Spanien



Abbildung 2-9: Spanien (Earth, 2020)

Fläche [km²]: 505.370

Einwohner [Mio.]: 50,02

BIP [Mrd. US-Dollar]: 1.778,0

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 4.788,49

Internetnutzer [%]: 84,9

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit heißem Sommer

Spanien (ESP) liegt auf der Iberischen Halbinsel und ist neben Japan das einzige ausgewählte Land, das heute noch eine parlamentarische Monarchie als Staatsform hat. Spanien zählt neben Griechenland zu den beliebtesten Tourismuszielen. Daher stellt der Tourismus auch wirtschaftlich einen wichtigen Faktor dar. Ein weiterer großer Faktor ist der Rebenanbau zur Weinherstellung. Die Stromerzeugung wurde bis 2005 hauptsächlich durch Kohle bewerkstelligt. Mittlerweile hat Erdgas die Kohle als Hauptenergielieferant zur Stromerzeugung abgelöst.

2.2.10 Italien



Abbildung 2-10: Italien (Earth, 2020)

Fläche [km²]: 301.340

Einwohner [Mio.]: 62,40

BIP [Mrd. US-Dollar]: 2.317,0

El. Verbrauch [kWh pro Kopf]: 4.703,33

Internetnutzer [%]: 74,2

Wichtigste Klimazonen: warmgemäßigtes
Klima mit heißem Sommer

Italien (ITA) ist eine Halbinsel zu der Sardinien und Sizilien gehören. Manchmal wird Italien wegen seiner Umrise auch als „Stiefel“ bezeichnet. Zu Italien gehören mehrere Vulkane von denen manche zurzeit als aktiv gelten. Aufgrund der tektonischen Lage des Landes sind auch Erdbeben keine Seltenheit. Wirtschaftlich gesehen ist der Norden Italiens eher durch die Industrie geprägt und die südlichen Gebiete durch die Landwirtschaft. Historisch gesehen wurde die Stromerzeugung hauptsächlich mittels Öl ermöglicht und ab 1999 von Erdgas als Hauptenergielieferant abgelöst. Italien gehört zu den Ländern die selbst keine Atomkraftwerke betreibt.

2.3 Parameter

Nachdem die ausgewählten Länder vorgestellt wurden, sollen noch die verwendeten Faktoren kurz beschrieben werden. Wie bereits erwähnt handelt es sich um den Stromverbrauch, den gewichteten Strompreis, Einkommen, Heizgradtage und den Informations- und Kommunikationssektor. Jede Größe wird kurz erklärt und die Quellen der Parameter angegeben. Die weiterführende Aufbereitung für die Modelle wird dargelegt und schließlich erläutert, warum diese Parameter für die Modelle ausgewählt wurden.

2.3.1 Stromverbrauch

Der Stromverbrauch beschreibt den gesamten Verbrauch eines Landes als Summe einzelner Sektoren in TWh pro Jahr. Die Sektoren unterteilen sich in Industrie, Haushalt, Handel und öffentliche Dienstleistungen, Transport und restliche Verbraucher wie z.B. Fischfang, Forstwirtschaft und Landwirtschaft.

Haushalt und Industrie stellen dabei traditionell die größten Anteile am gesamten Verbrauch eines Landes dar. Dies muss deshalb erwähnt werden, da es für die Definition des gewichteten Strompreises von Bedeutung ist.

Die Quelle für alle diese Daten stammen von der International Energy Agency (IEA) (IEA, 2019).

Der Stromverbrauch ist die zu untersuchende Variable in den Modellen und somit die zentrale Größe.

2.3.2 Strompreis

Der jährlich angegebene Strompreis ist als Durchschnittspreis in der jeweiligen nationalen Währung für die Verbrauchseinheit zu verstehen. Anfangs wird Industriestrompreis und Haushaltsstrompreis separat behandelt, wobei die Werte grundsätzlich als reale Werte aufzufassen sind. Für die Modelle wird der gewichtete Preis verwendet. Dabei wurden die realen Preise pro Jahr mit dem jeweiligen Verbrauch verknüpft und so ein gewichteter Preis ermittelt.

Die Daten stammen bis zum Jahr 2015 von der IEA (IEA, 2016) und wurden dann durch jene von der Eurostat (Eurostat, 2019) erweitert. Dies ist zulässig, da die Daten der IEA weitgehend auf jenen der Eurostat beruhen.

Etwaige weiterhin vorhandene Datenlücken mussten schließlich interpoliert werden. In Österreich wurden fehlende Werte durch Statistik Austria (Austria, 2020) ergänzt. Für Österreich beruhen die Angaben der IEA auf jenen der Statistik Austria.

Der Faktor Strompreis wurde in das Modell mit aufgenommen, da bereits vorangegangene Arbeiten in diesem Bereich bei manchen Ländern eine Signifikanz gezeigt haben.

2.3.3 Einkommen

Das so genannte Pro-Kopf-Einkommen kann über das Bruttoinlandsprodukt (BIP) ermittelt werden und gibt das durchschnittliche Einkommen der Einwohner eines Landes in einem Jahr an. Somit kann das BIP als Maß für das Einkommen in dem Land herangezogen werden und auf diese Weise können die Länder besser verglichen werden. Auch hier wurden nur inflationsbereinigte also reale Werte benutzt. Alle Werte stammen von der Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (OECD, 2019). In vorangegangenen Arbeiten hat sich das Einkommen ebenfalls als signifikante Variable herausgestellt, deshalb wird es hier berücksichtigt.

2.3.4 Heizgradtage

Heizgradtage (HGT) bezeichnet die durchschnittliche Anzahl der Tage im Jahr an denen es nötig ist zu heizen. Die Definition, wann es ein Heizgradtag ist, hängt von der Quelle ab, von der die Werte eines Landes bezogen werden.

Für die Europäischen Länder stammen die Daten von der Eurostat (Eurostat, 2019). Hier gilt vereinfacht gesagt, beträgt die mittlere Lufttemperatur an einem Tag unter 15°C so zählt dieser als Heizgradtag. Angaben für die USA wurden von der Seite der National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA, 2019) entnommen. Hier ist die mittlere Grenztemperatur für einen HGT mit 65°F definiert, dies entspricht in etwa 18,33°C.

Japan wurde bis 2012 durch das EDMC Handbook of Energy & Economic Statistics (Energy Conservation Center, 2014) abgedeckt. Darin werden die HGT von neun unterschiedlichen Städten in Japan herangezogen und daraus wird dann ein gewichteter Durchschnitt nach Bevölkerung gebildet. Dies ergibt dann die durchschnittlichen HGT fürs gesamte Land Japan pro Jahr. Die Grenztemperatur für die herangezogenen Städte Sapporo, Sendai, Tokyo, Toyama, Nagoya, Osaka, Hiroshima, Takamatsu und Fukuoka liegt bei 14°C. Der Wert von 2018 wurde mittels degreedays.net (degreedays.net, 2020) ermittelt und dazwischen fehlende Daten interpoliert.

Die Unterschiede bei den Definitionen sollten allerdings keinen großen Einfluss bei den Berechnungen der einzelnen Länder haben, da es auf die Änderung der Größen ankommt.

Die Klimaveränderung macht sich in den letzten Jahren immer stärker bemerkbar. Der Faktor Heizgradtage soll also den klimatischen Einfluss auf den Stromverbrauch abbilden.

2.3.5 Informations- und Kommunikationstechnik

Dieser Faktor entspricht der Wertschöpfung des Informations- und Kommunikationstechniksektors (IKT) in Euro. Der Wert wurde aus dem prozentualen Anteil des IKT-Sektors am BIP des jeweiligen Landes ermittelt. Da der verwendete Standard 2008 definiert wurde, startet auch die Datenreihe für die Modelluntersuchung mit 2008 und nicht wie die anderen Modelle bei 1978. Vorhergehende Standarddefinitionen sind uneinheitlich und daher für einen internationalen Ländervergleich nicht geeignet.

Generell konnten hier nicht für alle Länder Werte gefunden werden, daher sind in diesen Modellen sieben von den zehn gewählten Ländern vertreten. Die Werte für Österreich, Finnland, Griechenland, Deutschland, Frankreich, Spanien und Italien wurden von der Eurostat (Eurostat, 2020) entnommen und etwaige Datenlücken interpoliert.

Unter anderem durch die Einführung des Internets steigen die Anwendungsmöglichkeiten von Technologien und deren Vernetzung stetig weiter. Neben den mittlerweile üblichen elektronischen Geräten in allen möglichen Bereichen, fordern z.B. Industrie 4.0, Smart Devices und Social Media enorme Kapazitäten. Der Betrieb benötigt also einen hohen Stromverbrauch und wird vermutlich in Zukunft weiter steigen. Mit dem IKT-Faktor soll der Einfluss dieses Sektors auf den Stromverbrauch untersucht werden.

3 Basisdaten

Im Folgenden wird der Verlauf der im Modell einbezogenen Faktoren, aller ausgewählter Länder, analysiert. Diese sind wie bereits vorher allgemein erklärt Stromverbrauch, Strompreis, Einkommen, Heizgradtage und Informations- und Kommunikationstechnik. Die untersuchte Zeitspanne erstreckt sich von 1978 bis 2017.

3.1 Stromverbrauch

Für die Modelle selbst wird beim Stromverbrauch immer der gesamte Verbrauch herangezogen. Diese Werte werden nun ausführlich diskutiert und in den anschließenden Abschnitten noch weiter ins Detail gegangen.

3.1.1 Gesamter Stromverbrauch

In der Abbildung 3-1 ist der gesamte Stromverbrauch in einem Zeitraum von 1978-2017, aller zehn betrachteten Länder zusammengefasst. Für eine bessere Lesbarkeit sind die USA und EU-8 kumuliert auf einer sekundären (rechten) Achse skaliert.

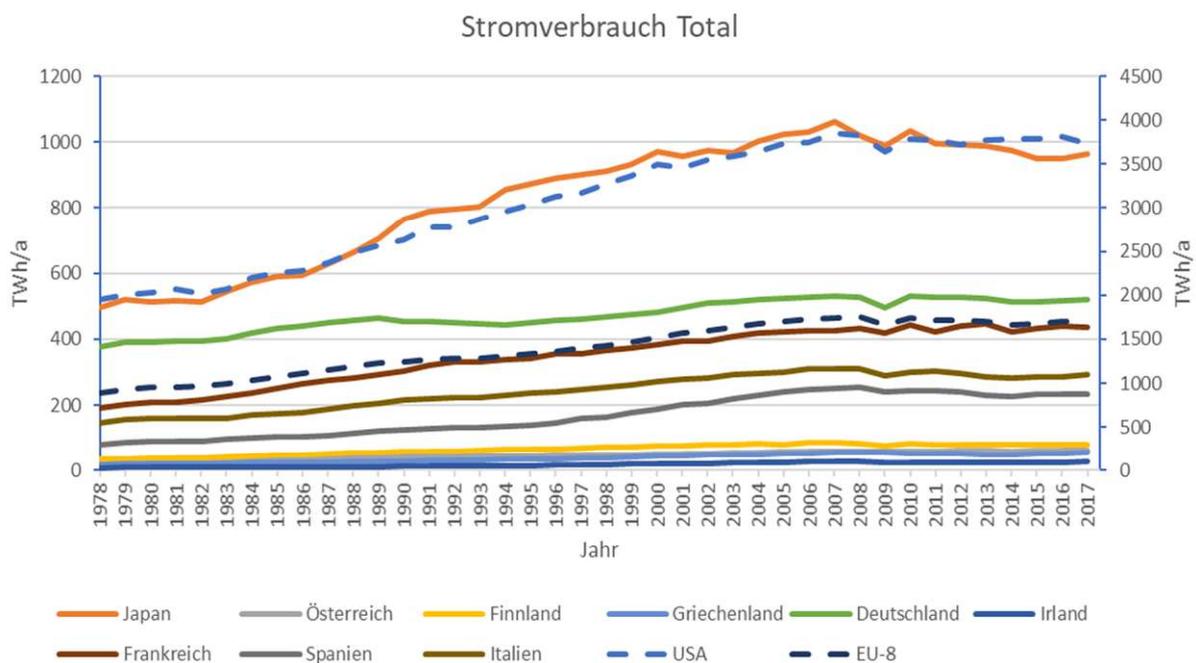


Abbildung 3-1: Gesamter Stromverbrauch in TWh pro Jahr aller untersuchten Länder. USA und EU-8 kumuliert sind auf die sekundäre rechte Achse bezogen. (IEA, 2019)

Bei allen Ländern lässt sich eine stetige Steigerung des Verbrauchs bis zum Jahr 2008 feststellen. Danach bleibt der Verbrauch ziemlich konstant. Der kurze Einbruch im Jahr 2009 bei allen Ländern lässt sich als Folge der globalen Wirtschaftskrise erklären, die im Jahr 2007 ihren Anfang nahm. Für die folgende Konstanz könnte zusätzlich die erhöhte Aufmerksamkeit im Bereich stromsparender Lösungen zum Tragen kommen. Österreich, Finnland, Griechenland und Irland gehören im Vergleich mit den restlichen Ländern zu jenen mit den niedrigsten Verbrauchszahlen. Dies liegt wohl hauptsächlich an der Fläche dieser Länder selbst bzw. an dem bewohnbaren Anteil.

Spanien, Italien und Frankreich weisen im gesamten betrachteten Zeitbereich einen sehr ähnlichen Verlauf zueinander auf. Beginnend mit Werten von 80,27TWh-193,15TWh im Jahr 1978 bis zu 234,57TWh-436,86TWh im Jahr 2017. Deutschland liegt mit seinem Gesamtverbrauch etwas darüber, bei 376,53TWh im Jahr 1978 bis zu 518,96TWh im Jahr 2017. Anfänglich beträgt der Unterschied zwischen Deutschland und Frankreich ca. 180TWh und verkleinert sich im Laufe der Jahre kontinuierlich zu einem Wert von ca. 80TWh. Der abflachende Trend bei Deutschland setzt zeitgleich mit dem Fall der Berliner Mauer im Jahr 1989 ein.

Mit 497,14TWh im Jahr 1978 verbraucht Japan nochmal etwas mehr als Deutschland zu diesem Zeitpunkt. Der Verlauf ähnelt grundsätzlich jenem der USA und korreliert zwischen 1982 bis ca. 2007 sehr stark mit dem Anstieg im Haushaltsbereich von Japan. Das deutet auf eine hohe Technologisierung in den Haushalten hin. Nach dem Einbruch durch die weltweite Wirtschaftskrise ist der Trend leicht sinkend und liegt im Jahr 2017 bei 963,90TWh.

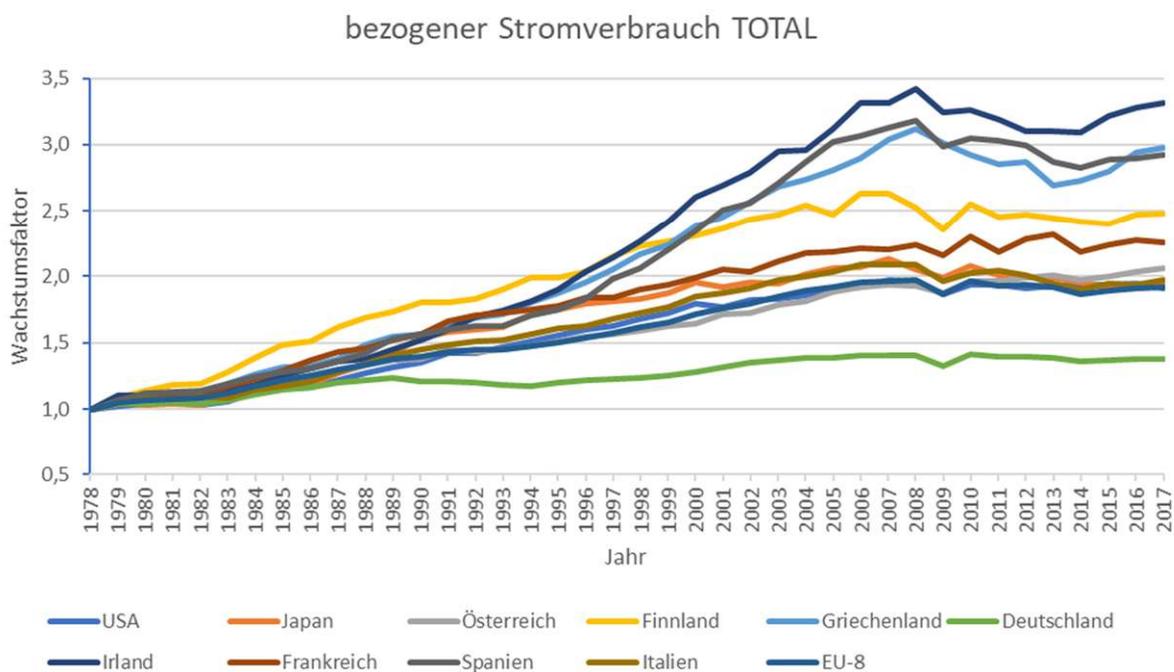


Abbildung 3-2: Gesamter bezogener Stromverbrauch der zehn betrachteten Länder und EU-8. (IEA, 2019)

USA und EU-8 kumuliert sind strichliert und auf der Sekundären Achse skaliert. USA liegt mit 1953,21TWh im Jahr 1978, mehr als 1000TWh über dem Verbrauch der betrachteten acht EU-Länder in Summe mit 887,01TWh. Der Verlauf der EU-8 ist mäßig steigend bis 2009 und bleibt anschließend in etwa konstant. In der USA setzt ab 1983 bis 2008 ein starker Anstieg des Stromverbrauchs ein, der hauptsächlich durch den Verlauf des Haushaltsverbrauchs und teilweise durch den Industrieverbrauch erklärt werden kann. Auch hier bleibt der Verbrauch nach der Krise annähernd konstant und steigt bis zum Jahr 2017 auf insgesamt 3738,12TWh. Die EU-8 liegen dabei mit 1706,00TWh um ca. 2000TWh niedriger als die USA. Dies bedeutet, dass der Verbrauchsunterschied im Verlauf von fast 40 Jahren zwischen EU und USA von ca. 1000TWh auf ca. 2000TWh gestiegen ist und sich somit verdoppelt hat. Daraus könnte man den Schluss einer nachhaltigeren und effizienteren Energiepolitik der betrachteten EU-Länder ziehen.

Die Steigerung des gesamten Energieverbrauchs seit 1978 pro Land ist in Abbildung 3-2 ablesbar und verdeutlicht neben anderem, was auch in Abbildung 3-1 sichtbar ist.

Der abgeflachte Bereich zwischen 1979-1982 bei allen Ländern, dürfte auf die zweite Ölpreiskrise und deren weltweite Folgen zurückzuführen sein. Anschließend steigert sich der Verbrauch der erfassten Länder zwischen das 1,4-fache bis zum 3,3-fachen. Auch in dieser Grafik ist die globale Wirtschaftskrise in allen Ländern im Jahr 2009 bemerkbar. Viele Länder brauchten noch bis ca. 2014, um sich zu stabilisieren und die Krise vollständig zu überwinden. Den geringsten Anstieg verzeichnet Deutschland, wobei auch hier wieder der Zusammenschluss 1989 im Verlauf auffallend ist. Industrie und Haushalte in Deutschland dürften also bereits zum Beginn der untersuchten Zeitspanne einen hohen Technologisierungsgrad aufweisen bzw. ist eine frühe und stricte Energiesparpolitik zum Tragen gekommen. In derselben Periode beträgt die Zunahme aller acht EU-Länder ungefähr das Doppelte des Anfangswertes. Bei diesem Wert reihen sich ebenfalls Österreich, Italien, USA und Japan ein. Frankreich und Finnland liegen mit einer 230%-gen und 250%-gen Steigerung nochmals etwas höher. Die größten Verbrauchserhöhungen verzeichnen Griechenland, Spanien und mit 330% am meisten in Irland. Bei Griechenland und Spanien leistet der Haushaltssektor einen entscheidenden Beitrag, damit es zu diesen Werten knapp unter dem 3-fachen von jenen 1978 kommt. Im Gegensatz dazu ist in Irland die Industrie maßgeblich beteiligt. Detaillierte Veränderungen im Industrie- und Haushaltssektor werden im Weiteren ausgeführt.

3.1.2 Stromverbrauch des Industriesektors

Die Industrie hat in der Regel einen erheblichen Einfluss auf den Energieverbrauch eines Landes. Dies hat sich bereits teilweise im vorigen Kapitel gezeigt und dem soll nun genauer nachgegangen werden. In Abbildung 3-3 wird der industrielle Verlauf aller betrachteten Länder gezeigt, wobei die USA und EU-8 kumuliert wieder auf die sekundäre, rechte Achse bezogen ist.

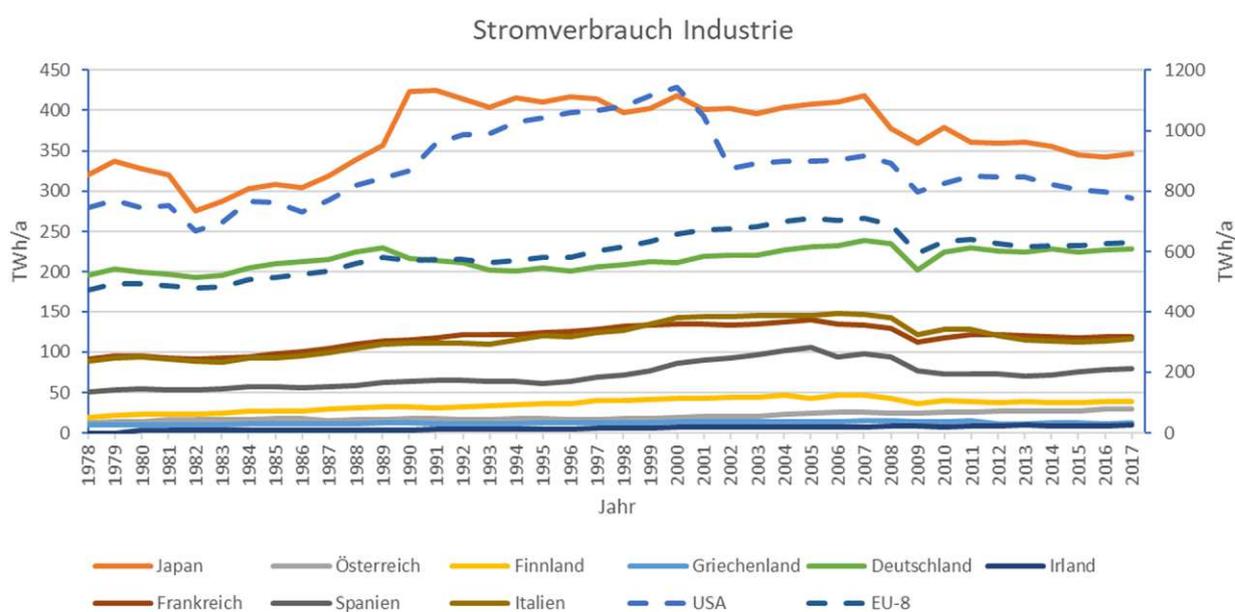


Abbildung 3-3: Stromverbrauch der Industrie in TWh pro Jahr. Die strichlierten USA und EU-8 kumuliert sind auf die rechte, sekundäre Achse bezogen. (IEA, 2019)

Ähnlich wie beim gesamten Verbrauch, steigt der industrielle Bedarf je nach Land mehr oder weniger stark an und bleibt nach dem kurzen Einbruch 2009 in Folge der Weltwirtschaftskrise leicht unter dem

Niveau davor. Konform mit dem Gesamtverbrauch sind Irland, Griechenland, Österreich und Finnland die Länder mit dem geringsten industriellen Verbrauch. Sie liegen während der ganzen betrachteten Periode unter der 50TWh/a Grenze.

Spaniens Verbrauch steigt bis 1995 nur sehr minimal an. In dieser Zeit setzte Spanien allerdings einige Maßnahmen wie z.B. EU beitrifft, um die wirtschaftliche Lage des Landes und die Attraktivität für ausländische Firmen zu erhöhen. Vermutlich ist das für den rapiden Anstieg ab 1995 verantwortlich und wird durch das Platzen der Immobilienblase wieder gestoppt. Frankreich und Italien liegen im Bereich zwischen 100TWh/a bis maximal 150TWh/a mit einem Verlauf wie anfangs in diesem Unterkapitel allgemein beschrieben.

Deutschland liegt deutlich höher mit 195TWh im Jahr 1978 und steigert sich bis 2008 auf seinen Maximalwert von 235TWh. Am Anfang des Betrachtungszeitraumes dürfte wieder der Einfluss der zweiten Ölpreiskrise und später die Wiedervereinigung zu kurzzeitig geringeren Verbrauchszahlen 1979-1982 und 1989-1993 führen. Deutschland zählt neben Japan und USA weltweit zu den größten Exportländern. Nachdem die internationale Nachfrage nach der Krise 2007 stark zurück ging, könnte dies für den etwas stärkeren Einbruch 2009 eine Rolle spielen. Im Jahr 2017 liegt Deutschland schließlich bei 228TWh. Japans Verlauf ähnelt, wie auch beim Gesamtverbrauch, überwiegend jenem der USA. Dies ist nicht weiter verwunderlich, da die beiden Länder seit dem Ende der Besatzung nach dem zweiten Weltkrieg sehr enge Beziehungen pflegen. Das Wachstum des Industrieverbrauchs ab 1982, endet 1990 bei einem Wert von 424TWh. Der Stopp des Anstieges setzt mit dem Platzen der Bubble Economy in Japan ein und könnte deshalb der Grund dafür sein. In den folgenden Jahren bleibt der Bedarf relativ konstant und sinkt durch das Einsetzen der nächsten Wirtschaftskrise auf einen Wert von 360TWh im Jahr 2009. Seitdem ist die generelle Tendenz leicht sinkend bis zu einem Verbrauch von 346TWh im Jahr 2017.

Die USA ist gemeinsam mit EU-8 kumuliert strichliert und auf die sekundäre Skalierung in Abbildung 3-3 bezogen. Der industrielle Bedarf der USA liegt bereits zum Anfang der betrachteten Periode bei 744TWh und damit um mehr als das Doppelte höher als in Japan und den restlichen untersuchten Ländern. Der Rückgang des Verbrauchs, der im Jahr 1982 sein Minimum erreicht tritt in dieser Signifikanz nur in Japan und USA auf. Nicht aber im EU-8 Verlauf, indem alle betrachteten europäischen Staaten zusammengefasst sind. Dies kommt womöglich durch ein Zusammenwirken mehrerer Faktoren zustande. In dieser Periode schlitterte der heute so genannte Rust Belt der USA in eine Krise. Jene Staaten deren Wohlstand maßgeblich durch die Schwerindustrie zustande kam, verarmten durch die Abwanderung der Industrie in billige produzierende Entwicklungsländer. Außerdem war die Außenpolitik der USA zu dieser Zeit allgemein eher wechselhaft und orientierungslos. Jene Vorgänge wirkten sich vermutlich durch die engen Beziehungen auch auf Japan aus. Nach dem Tiefstand mit 669TWh im Jahr 1982 steigt der Bedarf bis zum Jahr 2000 auf 1142TWh in den USA an. Von 2000 bis 2002 fällt er rapide auf 874TWh ab, was ebenfalls eine Reihe unterschiedlicher Ursachen haben kann. In dieser Zeit platzte die so genannte Dotcom Blase, die vor allem Technologieunternehmen und in weiterer Folge die Kleinanleger betraf. Am 11. September 2001 fand der Anschlag auf das World Trade Center statt, der Jahrelange Kriegshandlungen seitens der USA nach sich zog. Weiters fällt die Einführung des Euro in diese Phase. Nach einer sehr sanften Steigerung des Verbrauchs, erfährt dieser einen neuerlichen Einbruch 2009 auf 797TWh. Nach einer kurzen weiteren Zunahme liegt der Verbrauch im Jahr 2017 schließlich bei 778TWh.

Die Kurve von EU-8 kumuliert entspricht weitgehend jener von Deutschland. Sie startet bei einem Wert von 472TWh und erreicht ihr Maximum bei 712TWh im Jahr 2007. Am Ende des betrachteten Zeitraums beträgt der Industrieverbrauch 632TWh.

In Abbildung 3-4 ist die Steigerung des Industrieverbrauchs im Bezug zu 1978 explizit und eindeutig veranschaulicht. Bei allen betrachteten Ländern ist der Einfluss der Finanzkrise 2009 erkennbar.

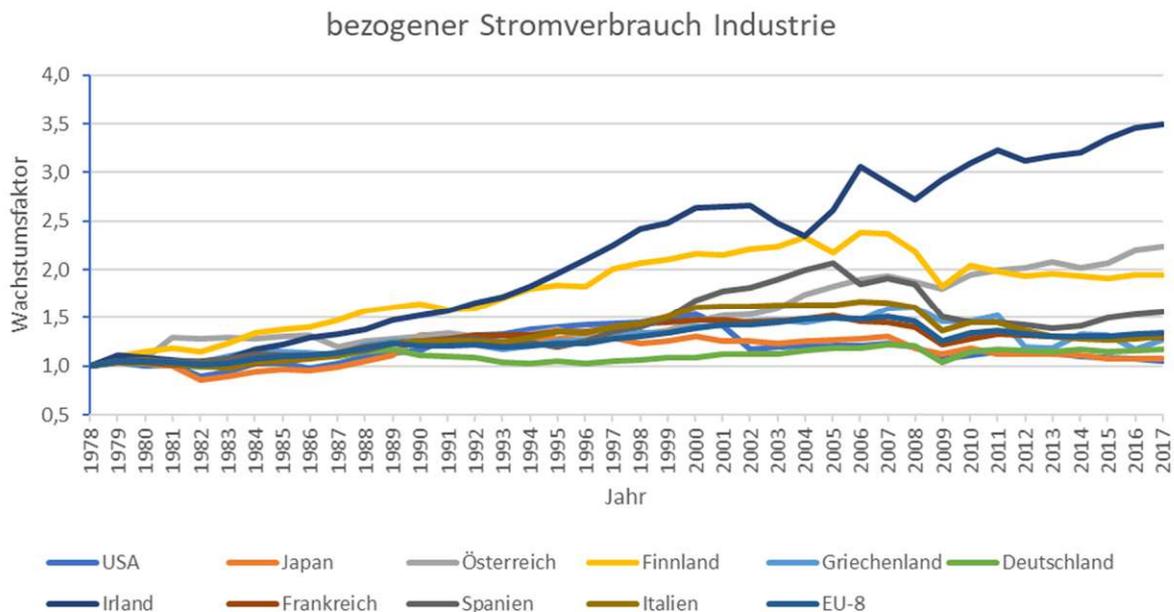


Abbildung 3-4: Normierter Stromverbrauch der Industrie für zehn ausgewählte Länder. (IEA, 2019)

Deutschland, Japan und USA weisen kaum Wachstum auf. Dies lässt, bereits seit Anfang des betrachteten Zeitraumes, auf ein hohes Maß an Technologie im Industriesektor schließen.

Konform mit dem Verlauf von USA und Japan in Abbildung 3-3 liegt der Faktor in der Zeit zwischen 1982 bis 1987 sogar unter 1,0. Griechenland, Frankreich und EU-8 erreichen vor der Krise eine Erhöhung um 147% und Italien etwas mehr mit 167%. Bis zum Jahr 2017 pendeln sie sich bei einer Verbrauchssteigerung zwischen 127% bis 134% ein. Spanien verdoppelt kurzzeitig seinen Bedarf im Jahr 2005 und benötigt zum Ende der betrachteten Periode das 1,56-fache vom Anfangswert. Dies verdeutlicht nochmal den enormen Bedarfsanstieg in Spanien der 1995 einsetzte. Nach einem anfänglichen Mehrverbrauch von ca.30% in Österreich, ändert sich daran bis 1998 nur wenig. Ab diesem Zeitpunkt wächst der Industrieverbrauch kontinuierlich auf 224% an. In Österreich lässt sich also keine Reduktion des Verbrauchs in den letzten Jahren erkennen. Das spricht eventuell einerseits für eine rasche Erholung nach der Krise und andererseits für eine Vernachlässigung des Bereiches Effizienzsteigerung und Stromsarpolitik im Industriesektor. Finnland erreicht bis 2004 ein 2,33-faches Wachstum und erfährt anschließend zwei Einbrüche in knapper Folge. In den letzten betrachteten Jahren liegt Finnland sehr konstant bei 1,94. Die beiden Einbrüche kommen vermutlich durch die starke Exportabhängigkeit Finnlands zustande. Vor allem bei den Folgen der Krise von 2007 ist Finnland überdurchschnittlich stark betroffen. Nach der zweiten Ölpreiskrise bezog Irland hohe Fördergelder von der EU. Damit konnte das rückständige Land in den 80ern und 90ern allmählich modernisiert werden. Auch die Ansiedelung ausländischer Konzerne treibt den industriellen Verbrauch in dieser Zeit in die Höhe. Bis zur Einführung des Euro benötigt die Industrie das 2,7-fache und fällt auf das 2,3-fache bis 2004 ab. Wie auch Finnland ist Irland stark exportabhängig. Nach einem neuerlichen und rapiden Anstieg wird Irland von der globalen Finanzkrise hart getroffen und fällt auf 2,7 ab. Nach einer

schnellen Erholung verbraucht Irland im Jahr 2017 350% mehr als im Bezugsjahr 1978. An der Kurve von Irland erkennt man den stärksten und erfolgreichen Aufholbedarf im Industriesektor. Folgend wird auf den zweiten großen Stromverbrauchssektor der untersuchten Länder eingegangen, dem Haushaltssektor.

3.1.3 Stromverbrauch der privaten Haushalte

Wie in den vorigen Kapiteln wird die Periode von 1978 bis 2017 betrachtet. USA und EU-8 kumuliert sind in der Abbildung 3-5 strichliert und auf die sekundäre rechte Achse bezogen.

Bei den meisten betrachteten Ländern lässt sich eine stetige Steigerung des Haushaltsverbrauchs feststellen. Der Einfluss der Folgen von der globalen Wirtschaftskrise ist ebenfalls in den meisten Verläufen zu erkennen.

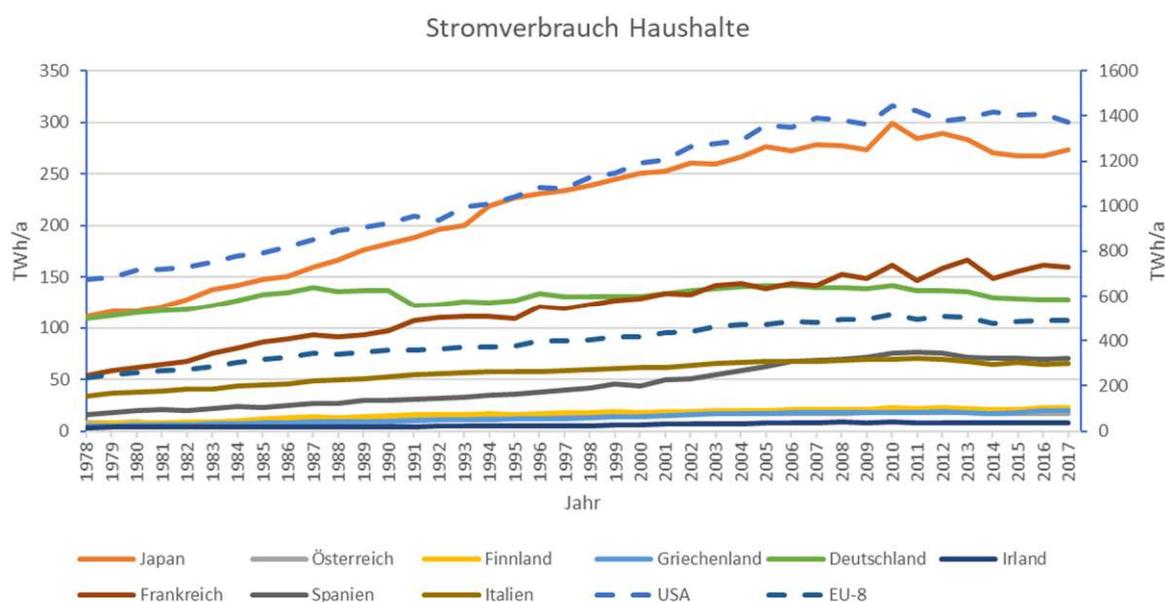


Abbildung 3-5: Stromverbrauch der Haushalte in TWh pro Jahr. USA und EU-8 kumuliert sind strichliert und auf die rechte, sekundäre Achse bezogen. (IEA, 2019)

Irland, Griechenland, Österreich und Finnland liegen in der Abbildung 3-5 während dem ganzen Zeitraum unter 25TWh pro Jahr. Damit gehören sie zu jenen mit dem geringsten Verbrauch im Haushalt, im Vergleich zu den anderen betrachteten Ländern. Spaniens Bedarf liegt zu Anfang nur bei 16TWh und steigt bis 1999 eher gering auf 45TWh an. Als Folge des Wirtschaftswachstums in Spanien ab 1999, kam es zu einem außergewöhnlich starken Bevölkerungswachstum durch Einwanderung ab 1999. Dies hielt bis 2010 an und erhöhte den Stromverbrauch auf 76TWh. Nach einer kurzen stabilen Phase sinkt der Bedarf geringfügig auf 70TWh im Jahr 2017. Italiens Kurve steigt von 34TWh im Jahr 1978 kontinuierlich auf 65TWh im Jahr 2017 an. Bei diesem Verlauf sind keinerlei Unregelmäßigkeiten zu erkennen und liegt am Ende sogar knapp unter Spaniens Verbrauch. Frankreich startet bei 54TWh und steigt bis 2007 ebenfalls stetig auf 142TWh an. Der anschließende etwas unregelmäßigere Verlauf, erhöht den Bedarf bis zum Jahr 2017 auf 159TWh im Haushaltsbereich. Bei dieser Kurve ist eine zunehmende Digitalisierung zu erkennen, aber keine entgegenwirkenden Energiesparmaßnahmen. Mit 109TWh liegt Deutschlands Verbrauch am Anfang ca. doppelt so hoch wie der von Frankreich. Vor dem Mauerfall steigert sich der Bedarf auf 140TWh und erreicht diesen Wert danach erst wieder im Jahr 2004. Bis zum Ende der betrachteten Periode sinkt der Verbrauch auf 128TWh und liegt damit unter dem von Frankreich. Bei Deutschland zeigt sich allgemein ein sehr konstanter Stromverbrauch,

der letztendlich nur um knappe 20TWh steigt. Dies deutet von Anfang an auf einen hohen Technologisierungsgrad hin und andererseits auf effektive Stromsparmaßnahmen.

Japan startet ähnlich wie Deutschland bei 111TWh, steigt aber viel stärker an. Vermutlich spielt auch hier das vorangehende Wirtschaftswachstum eine große Rolle dafür. Japan erreicht seinen Maximalwert im Jahr 2010 mit ca. 300TWh und fällt bis 2017 auf 273TWh ab. Das Land hat also den Grad der Digitalisierung im Haushalt zwischen 1978 und 2017 deutlich erhöht. Der Verlauf ähnelt jenem von der USA und lässt die Folgen der globalen Finanzkrise in der Kurve deutlich erkennen.

Die USA benötigt anfangs 674TWh und liegt damit nochmal deutlich über Japan. Der Verbrauch steigt anschließend, überwiegend konstant auf 1446TWh an und pendelt sich im Jahr 2017 bei 1374TWh ein. Die Folgen der Wirtschaftskrise sind in den USA ebenfalls deutlich erkennbar und deren Strombedarf liegt am Schluss um ca. 1100TWh über Japan zu diesem Zeitpunkt. Vergleicht man das mit der EU-8 kumuliert, liegt diese mit den Werten deutlich unter der USA und verläuft auch wesentlich flacher. Die EU-8 verbraucht 1978 mit 236TWh knapp ein Drittel der USA. Danach steigert sich der Bedarf konstant auf 490TWh im Jahr 2017. Das Verhältnis zur USA bleibt also in etwa gleich.

Um das Wachstum des Stromverbrauchs der Haushalte besser ablesen zu können, wird dafür wieder die normierte Darstellung herangezogen.

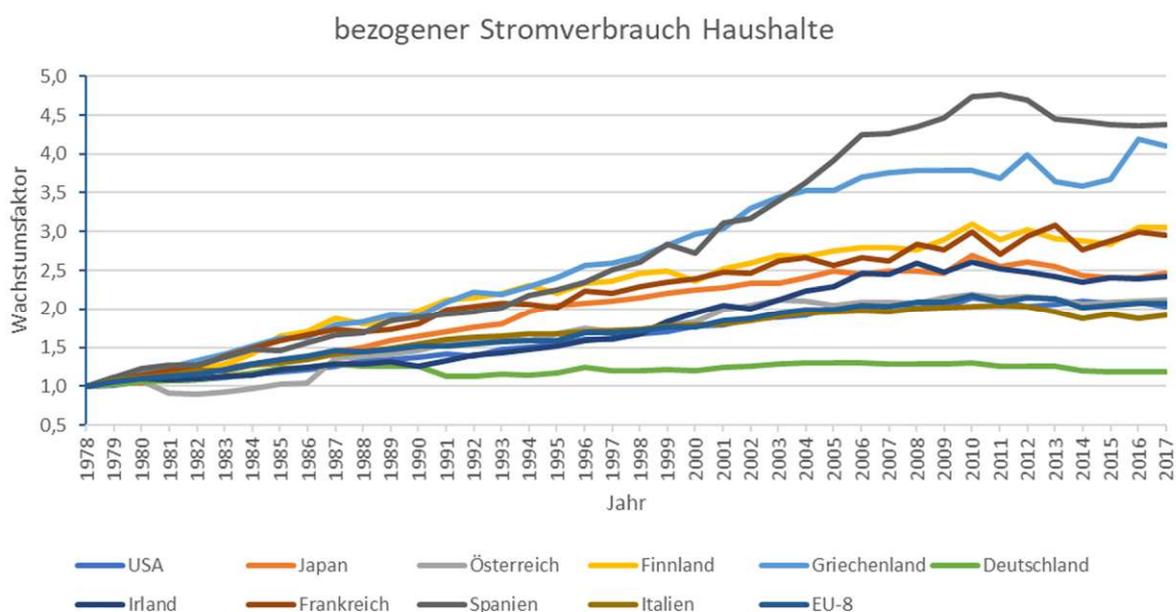


Abbildung 3-6: Bezogener Stromverbrauch zwischen 1978-2017 der Haushalte für alle zehn betrachteten Länder. (IEA, 2019)

In Abbildung 3-6 sind alle betrachteten Länder bezogen auf das Jahr 1978 dargestellt. Wie beim gesamten Stromverbrauch weist Deutschland, mit Abstand die geringste Steigung mit einem Plus von 18% auf. Der Zusammenschluss ist wieder deutlich Anfang der 90er im Verlauf ersichtlich. Wie bereits erwähnt, dürfte die Technologisierung im Haushaltsbereich seit 1978 weit gediegen sein. Weiters könnte eine strikte Energiesparpolitik zur Eindämmung des Verbrauchs beitragen. Italiens Bedarf wächst bis 2011 konstant auf das 2,1-fache von 1978 an und schrumpft dann auf 1,9 im Jahr 2017 zurück. EU-8 kumuliert, Österreich und die USA erhöhen ihren Verbrauch um das 2,1-fache und liegen damit leicht über Italien. Österreich liegt sogar zwischen 1981 und 1986 unter dem Wert von 1978. Dies sind vermutlich die Folgen der zweiten Ölpreiskrise, die sich bei den kleineren Ländern im Verlauf stärker bemerkbar macht.

Bei Irland macht sich ab Ende der 90er Jahre das Wirtschaftswachstum im Haushaltssektor bemerkbar. Einwanderung und höhere Geburtenraten sind die Folge und erhöhen somit den Stromverbrauch. Der

maximale Wert wird 2010 erreicht und ergibt ein 260%-iges Wachstum, das bis 2017 auf 242% zurück geht. Japan liegt ebenfalls in diesem Bereich, steigt aber von Anfang an konstant an. Frankreich und Finnland erhöhen ihren Bedarf kontinuierlich ca. um das Dreifache und lassen keine stromsparenden Maßnahmen erkennen. Griechenland und Spanien liegen nochmals weit darüber. Anfangs ist ihr Verlauf sehr ähnlich, bis sie sich nach 2003 unterschiedlich stark entwickeln. Griechenlands Bedarf flacht ersichtlich ab und erreicht schließlich einen Wert von 410% im Jahr 2017. Der turbulente Verlauf ab 2010 dürfte mit der offiziellen Staatsschuldenkrise von Griechenland zusammenhängen. Wie bereits in Abbildung 3-5 ablesbar ist und in Abbildung 3-6 ebenfalls, erfährt Spanien ab 1999 ein ungewöhnlich starkes Bevölkerungswachstum durch Einwanderung. Dadurch steigt Spanien stärker an als Griechenland, bis zu einem Wert von 4,7. Im Jahr 2017 beträgt der Verbrauch der Haushalte in Spanien 438% im Vergleich zum Anfangswert.

Der detaillierte Stromverbrauch lässt bereits einige Zusammenhänge erkennen. Dies wird nun im folgenden Kapitel mit dem Strompreis in einen Kontext gebracht, in Form eines gewichteten Strompreises.

3.2 Strompreis

Ein grundlegender Faktor für die Modelle ist der Strompreis. Wie bereits im vorigen Unterkapitel ausgeführt wurde, bilden Haushalt und Industrie traditionell die größten Verbrauchssektoren eines Landes. Daher wird zuerst der Strompreis dieser beiden Verbrauchergruppen separat genauer betrachtet. Abschließend wird der für die spätere Auswertung benutzte Preis analysiert. Dabei wird der jeweilige Strompreis mit dem zugehörigen Verbrauch gewichtet und so der gewichtete Gesamtpreis berechnet und dargestellt. Alle Preise sind als reale Preise zu verstehen und somit inflationsbereinigt.

3.2.1 Industriestrompreis

Der Verlauf des Strompreises in der Industrie für alle betrachteten Länder ist in Abbildung 3-7 abgebildet. Die USA ist in US-Dollar pro MWh, Japan in 1000Yen/MWh und die restlichen betrachteten Länder in Euro/MWh auf der Ordinate aufgetragen. Wichtig ist noch die Skalierung dieser Achsen, die bei der primären zwischen 20 und 180 liegt und bei der sekundären für Japan zwischen 12 und 21. Die Industriepreise verhalten sich im allgemeinen Verlauf eher variabel und weniger konstant. Auch beim Verlauf der Industriestrompreise, erkennt man bei der Mehrheit der betrachteten Länder die Folgen der zweiten Ölpreiskrise. Danach steigen die Preise bis kurz nach Mitte der 80er Jahre und beginnen danach tendenziell zu sinken. Überwiegend liegen die untersuchten Länder auf der Primärachse bis zum Jahr 2000, zwischen 40 und 100 Euro bzw. US-Dollar pro MWh. Sie zeigen anschließend eine steigende Tendenz. Am Ende des Betrachtungszeitraumes liegt die Mehrheit der Länder zwischen 60 und 120 Euro bzw. USD pro MWh. Das bedeutet eine durchschnittliche Preissteigerung von 20 Euro bzw. USD in einem Zeitraum von 39 Jahren. Interessant ist auch der Knick bei Italien im Jahr 1999. Dieser scheint ebenfalls bei Österreich im Jahr 2000, bei Spanien 2004 und bei Frankreich 2006 aufzutreten. Das lässt auf eine EU weite Maßnahme als Ursache vermuten. Italien weist mehrheitlich die höchsten Industriestrompreise auf. Bereits am Beginn liegt der Wert bei 87 Euro/MWh und steigt bis zu 175 Euro/MWh im Jahr 2012. Finnland weicht als einziges europäisches Land vom überwiegenden Verlauf ab. Am Anfang und Ende des Betrachtungszeitraumes erreichen die Preise einen Wert rund um 80 Euro/MWh und liegen dazwischen niedriger. Das Minimum für Finnland beträgt 48 Euro/MWh im Jahr 2000.

Japan erreicht sein Minimum 1979 mit 13 000 Yen pro MWh. Danach steigt der Preis bis 1986 stark an um ab diesem Zeitpunkt ebenso rasant wieder auf 15 500 Yen/MWh im Jahr 1990 zu sinken. Der nächste auffällige Anstieg setzt 2010 ein und erreicht sein Maximum 2016 bei 19 800 Yen/MWh. Die Periode mit relativ niedrigem Strompreis für die Industrie in Japan, deckt sich mit den erhöhten Verbrauchswerten in Abbildung 3-3 zu dieser Zeit.

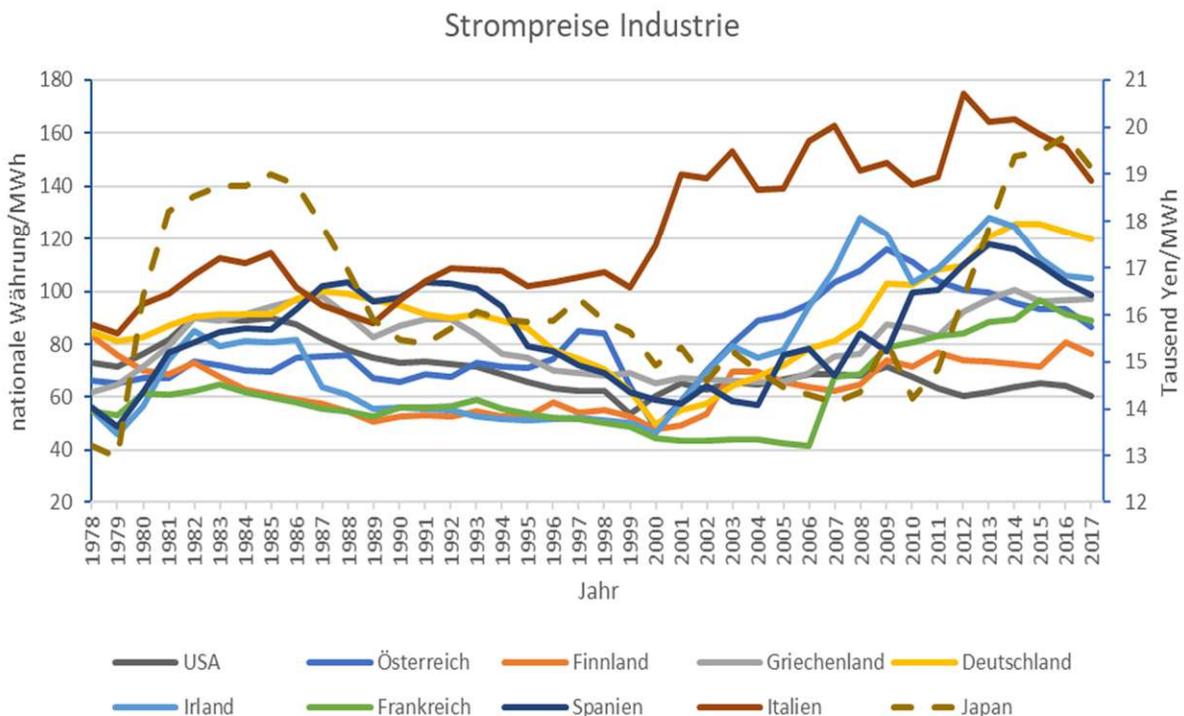


Abbildung 3-7: Industrieller realer Strompreis von 1978-2017 in der nationalen Währung pro MWh. Japan ist auf die sekundäre Achse bezogen. (IEA, 2016), (Eurostat, 2019), (Austria, 2020)

Der Strompreis stellt eine sehr komplexe Größe dar, auf die viele verschiedene Faktoren Einfluss nehmen. So spielen z.B. nationale Rohstoffförderungen, globaler Brennstoffmarkt, zeitlicher Wandel vom Energieerzeugungsmix eines Landes, globaler Emissionshandel, alternative Energiegewinnungsmöglichkeiten, internationale Regulierungen, Währungsreformen, nationale wirtschaftliche Situation, außenpolitische Haltung, Steuern und vieles mehr, eine Rolle für den endgültigen Strompreis. Das macht es schwierig, die Ursache für auffällige Abschnitte im Verlauf eindeutig zu identifizieren. Die Darlegung der ineinandergreifenden Mechanismen würde auch den Rahmen dieser Arbeit sprengen. Deshalb wird bei detaillierterem Interesse auf einschlägige Literatur verwiesen (Pfaffenberger Wolfgang, 2006) (Nudell Thomas R., 2019) (Fischer, 2017).

3.2.2 Haushaltsstrompreis

Der Endkundenpreis für private Haushalte zwischen 1978 und 2017 ist in Abbildung 3-8 zu sehen. Weiters liegt die primäre Skalierung von 50 nat. Währung/MWh bis 300 nat. Währung/MWh und bei der sekundären Achse zwischen 15 000 Yen/MWh und 40 000 Yen/MWh. Die Bezeichnung nationale Währung bedeutet wie im vorigen Kapitel, USD bei der USA und Euro für die restlichen Länder der Primärachse. Erwartungsgemäß liegen die Haushaltsstrompreise generell über jenen der Industriestrompreise.

Wie beim Industriepreis, macht sich 1979 auch beim Haushaltspreis die Ölkrise in den meisten Ländern bemerkbar. Die Verläufe der Haushaltspreise entsprechen grob jenen der Industriepreise. Nach der

Krise steigen die Preise wieder kurz an, um dann bis ca. zum Jahr 2000 tendenziell zu sinken. Ab ca. 2000 fangen die Werte wieder an, mehr oder weniger stark zu steigen. Finnland weist wie bei den Industriepreisen einen differierenden Verlauf zu den anderen betrachteten Ländern auf. Beginnend bei 127 Euro/MWh im Jahr 1978, hat Finnland bis 2002 die niedrigsten Haushaltsstrompreise aller betrachteten Länder. Im Verlauf sinken die Werte bis 1989 auf ein Minimum von 91 Euro/MWh, um dann langsam wieder auf 147 Euro/MWh im Jahr 2017 zu steigen. Die USA gehört ebenfalls zu den Ländern mit, im Vergleich niedrigen Preisen. 1978 liegt der Preis bei 144 USD/MWh und erhöht sich auf ein Maximum von 158 USD/MWh im Jahr 1984. Anschließend sinkt der Betrag und liegt ab 2000 annähernd konstant rund um 110 USD/MWh. Italien liegt anfangs zwischen Finnland und USA mit 137 Euro/MWh. Es erfährt aber nach 1979 einen verhältnismäßig rasanten Preisanstieg bis 1984 auf 207 Euro/MWh. Danach schwankt der Betrag bis zum Schluss um einen Mittelwert von ca. 193 Euro/MWh. Spanien weist, wie Italien nach 1979 einen noch rasanteren Anstieg von 166 Euro/MWh 1978 auf 230 Euro/MWh im Jahr 1982 auf. Das heißt innerhalb von vier Jahren stieg der Haushaltsstrompreis um insgesamt 64 Euro/MWh, dies entspricht einer 38,5%-gen Preiserhöhung. Spanien hat dadurch bis 1999 von allen betrachteten Ländern auf der Primärachse die höchsten Strompreise im Haushalt. 2005 sinkt er auf 139 Euro/MWh und schließt bei 206 Euro/MWh am Ende der dargestellten Zeitperiode ab.

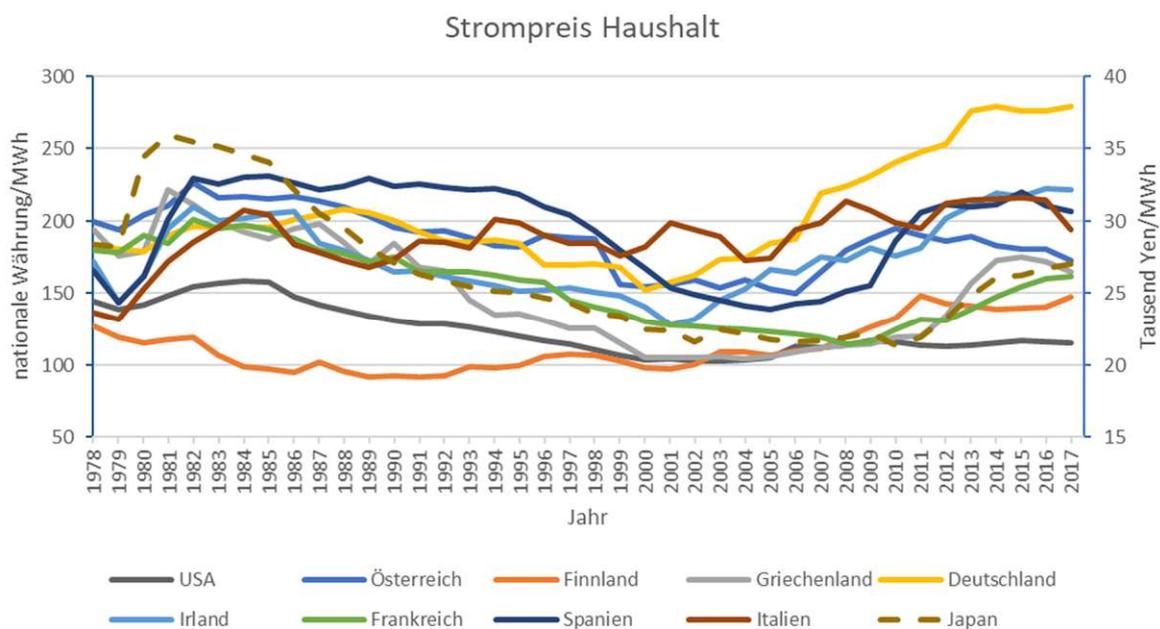


Abbildung 3-8: Realer Strompreis der Haushalte in der nationalen Währung pro MWh. Japan ist auf der sekundären Achse skaliert. (IEA, 2016), (Eurostat, 2019), (Austria, 2020)

Irland und Österreich zeigen keinerlei auffällige Steigerungen oder Minderungen des Preises in ihren Verläufen. 1978 liegt der Wert in Irland bei 172 Euro/MWh und in Österreich bei 200 Euro/MWh. Insgesamt liegen beide Länder zwischen minimal 128 Euro/MWh und maximal 226 Euro/MWh, mit dem allgemein beschriebenen Verlauf für den Haushaltsstrompreis. Bei Griechenland und Frankreich ist der lange stärkere Abfall beginnend bei ca. 1982 bis 2000 bzw. 2007 in Frankreich sichtbar.

Griechenland zeigt im Vergleich generell den am stärksten schwankenden Verlauf, mit einer Preisdifferenz von bis zu 120 Euro/MWh zwischen Maximum und Minimum. Deutschland beginnt bei 184 Euro/MWh und nimmt dann einen bogenförmigen Verlauf bis zum Jahr 2000 mit einem Wert von 153 Euro/MWh. Ab dann beginnt ein sehr kontinuierlicher, im Vergleich stark wachsender Preisanstieg bis ins Jahr 2013 auf 276 Euro/MWh. In den letzten vier Jahren des Betrachtungszeitraumes, ist der Preis um insgesamt 3 Euro/MWh gestiegen.

Japan zeigt einen ähnlichen, aber gemäßigeren Verlauf bei den Haushaltspreisen wie beim industriellen Verlauf. Von 28 400 Yen/MWh liegt das Maximum 1981 bei 36 000 Yen/MWh und sinkt bis 2010 auf 21 400 Yen/MWh. Danach erhöht sich der Preis bis zum Ende auf 27 000 Yen/MWh.

3.2.3 Gewichteter Strompreis

Der reale gewichtete Strompreis der auch in den später folgenden Modellauswertungen als Faktor integriert ist, ist in Abbildung 3-9 dargestellt. Auf der Primärachse ist die Skala für Euro und US-Dollar gemeinsam aufgetragen. Der Grund liegt in der ähnlichen Größenordnung der sich ergebenden Daten. Die Skalierung bewegt sich zwischen 50 EUR bzw. USD/MWh und 210 EUR bzw. USD/MWh. Bei der Darstellung des gewichteten Strompreises ist zusätzlich der Verlauf aller EU-8 Länder kumuliert, bezogen auf die Primärachse, visualisiert. Die sekundäre Skalierung gilt für Japan und liegt zwischen 15 und 25 tausend Yen/MWh.

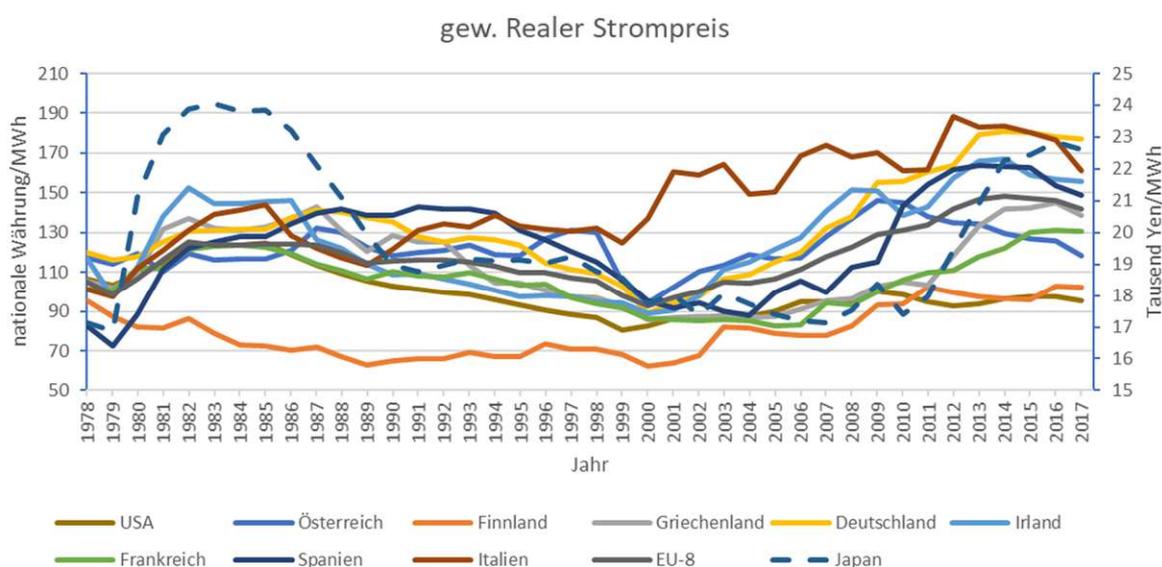


Abbildung 3-9: Gewichteter realer Gesamtstrompreis von 1978-2017 in der nationalen Währung pro MWh. Japan ist auf die sekundäre Achse bezogen. (IEA, 2016), (Eurostat, 2019)

Übereinstimmend mit Abbildung 3-7 für Industriepreise und Abbildung 3-8 für Haushaltsstrompreise, ist daher auch in der Darstellung der gewichteten Strompreise, 1979 die Folgen der Ölpreiskrise erkennbar. Auffällig ist auch die starke Vereinheitlichung des Preises im Jahr 2000, Italien und Finnland ausgenommen. Teilweise war dies in den vorigen Abbildungen in diesem Abschnitt bereits zu beobachten. Beim Stromverbrauch ist im Jahr 2000 zu diesem Zeitpunkt keine derartige einheitliche Veränderung sichtbar. Im Gegensatz zu den Folgen der zweiten Ölpreiskrise im Jahr 1979, die beim Stromverbrauchsverlauf ebenso bemerkbar ist. Deshalb könnte die Währungsumstellung zum Euro hier eine Rolle spielen, dessen erste Schritte bereits Anfang 1999 eingeleitet wurden. Der überwiegende Gesamtverlauf ist wie bereits vormals beschrieben. Nach den Auswirkungen der zweiten Ölkrise steigen die Preise in den 80ern und sinken bis 2000 wieder ab. Danach ist eine je nach Land starke Steigung zu beobachten.

Finnland weicht wieder vom allgemeinen Verlauf der mehrheitlich betrachteten Länder ab. Wie beim Industriepreisverlauf und Haushaltspreisverlauf, liegt der Wert am Anfang und Ende der Periode höher und hat dazwischen einen annähernd bogenförmigen Verlauf. Finnland zählt im Vergleich mit den anderen Ländern zu jenen mit niedrigen Strompreisen. Beginnend bei 95 EUR/MWh sinkt er bis 2000 auf 62 EUR/MWh, um dann wieder auf 103 EUR/MWh bis zum Ende der Betrachtungsperiode zu

steigen. Nur Spanien hat 1978 einen niedrigeren Preis mit 82EUR/MWh. Bis 2000 ist die Preisdifferenz zwischen den Ländern auf der Primärachse verhältnismäßig gering, ausgenommen sind Italien und Finnland. Anfangs liegt die Differenz bei 19 EUR bzw. USD/MWh, bei einem ungefähren Level von 110 EUR bzw. USD/MWh. Anschließend steigert es sich im Verlauf und beträgt im Jahr 2000 13EUR bzw. USD/MWh. Das generelle Preisniveau liegt zu diesem Zeitpunkt bei ca. 92 EUR bzw. USD/MWh. Durch die stark unterschiedlichen Steigungen der Länder beträgt die Preisdifferenz im Jahr 2017, 82 EUR bzw. USD/MWh. Italien zählt zu den Ländern mit den höchsten Preisen auf der Primärachse. Es erreicht im Jahr 2012 den höchsten Wert aller primärseitigen Länder mit 188 EUR/MWh.

Japan erreicht sein Minimum 1979 mit 16900 Yen/MWh und steigt in weiterer Folge in den 80ern bis zu 24000 Yen/MWh. In den 90ern und weiter bis ins Jahr 2010 liegt der gewichtete Preis zwischen 19000 Yen/MWh und 17400 Yen/MWh. Nach dem letzten Anstieg beträgt der gewichtete Strompreis 22600 Yen/MWh.

Ein weiterer Modellfaktor stellt das durchschnittliche Einkommen in einem Land dar und wird im Anschluss betrachtet.

3.3 Einkommen

Im Folgenden wird, das pro Kopf Einkommen eines jeden ausgewählten Landes analysiert. Die Werte sind als reale Werte zu verstehen. Weiters wurden die unterschiedlichen Währungen separat dargestellt. USA und Japan bewegen sich in derselben Größenordnung und sind daher in der Abbildung 3-10 gemeinsam dargestellt. Auf der Primärachse ist das Einkommen der USA in 10^{12} USD aufgetragen, die Skalierung reicht dabei von 6 bis 18. Japan ist strichliert auf die sekundäre Ordinate bezogen in 10^{12} Yen. Der Skalierungsbereich erstreckt sich dabei von 170 bis 570.

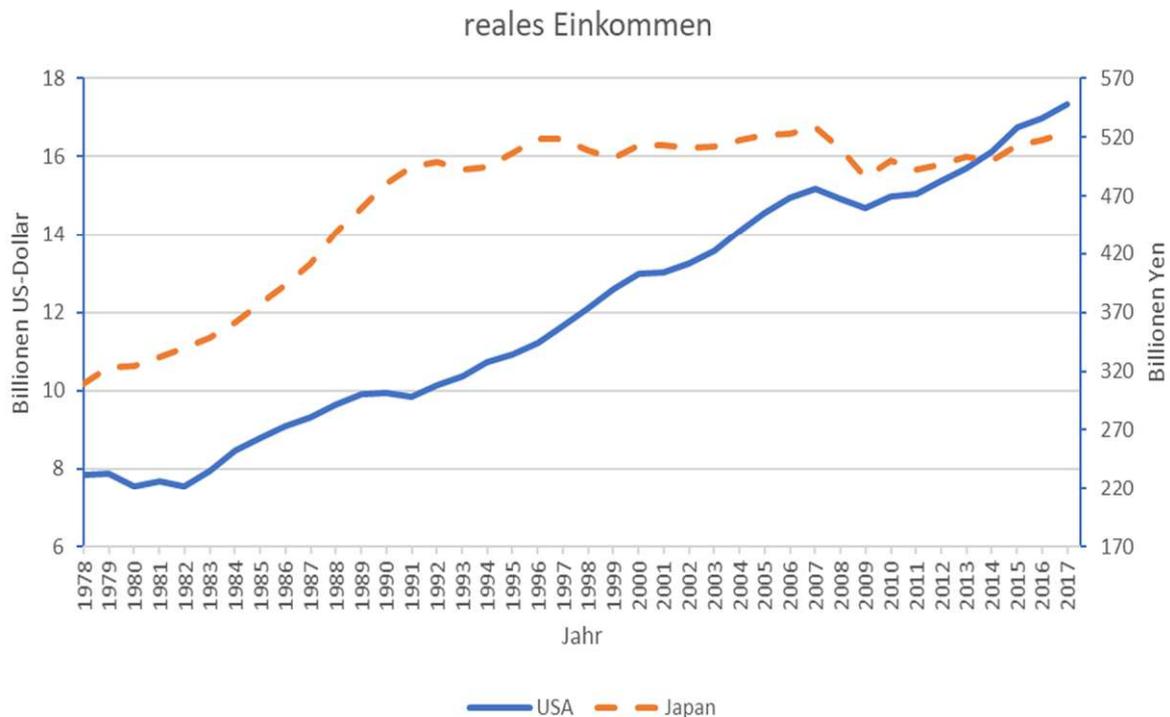


Abbildung 3-10: Reales pro Kopf Einkommen von USA und Japan in 10^{12} USD bzw. 10^{12} Yen. Japan ist auf die sekundäre Achse bezogen. (OECD, 2019)

Nach den Folgen der zweiten Ölpreiskrise steigt das Einkommen der USA von 7,55 Billionen USD kontinuierlich an. Am Ende des Kalten Krieges folgt eine kurze Plateauphase bei ca. 9,9 Bill. USD, um

ab 1991 wieder kontinuierlich zu steigen. Ein letzter Einbruch im Anstieg kommt durch das Platzen der Immobilienblase 2007 zustande. Im Jahr 2009 liegt das Einkommen bei 14,68 Billionen USD und steigt bis 2017 auf 17,33 Bill. USD an.

Japans Einkommen steigt bis zum Platzen der Bubble Economy 1990 von 309,14 Billionen Yen bis auf 480,01 Billionen Yen an. Seitdem bewegt es sich, mit geringfügigen Schwankungen etwas über diesem Level. Auch in Japan sind die Folgen der Krise 2009 sichtbar und das reale Einkommen stieg bis 2017 wieder auf 524,34 Billionen Yen.

Der Verlauf für die europäischen Länder in Milliarden Euro wird in der folgenden Abbildung 3-11 wiedergegeben. EU-8 kumuliert ist strichliert und auf die sekundäre Achse bezogen. Die wirtschaftlich kleineren Länder liegen während dem gesamten betrachteten Zeitabschnitt unterhalb der 500 Mrd. Euro. 1978 hat Irland im Vergleich das niedrigste Einkommen mit 44,75 Mrd. Euro. Österreich mit 155,17 Mrd. Euro das Größte, von den wirtschaftlich kleinen Ländern. Finnland und Griechenland liegen beim Einkommen 1978 zwischen diesen beiden Ländern. In der Grafik ist ein geringer Anstieg dieser vier EU-Mitglieder bis 2017 erkennbar. Am Ende der betrachteten Periode bildet Griechenland mit 178,33 Mrd. Euro die untere Grenze. Österreich bildet die obere Grenze bei 324,82 Mrd. Euro, wobei Finnland und Irland dazwischen liegen. Spanien, Italien, Frankreich und Deutschland weisen einen sehr ähnlichen Verlauf auf. Das Einkommen steigt kontinuierlich bis zur Krise 2007 und weist 2009 ein lokales Minimum als Folge auf. Nach einer etwa 4-jährigen Phase von unterschiedlich gut greifenden Gegenmaßnahmen, setzt der Aufschwung generell wieder ein.

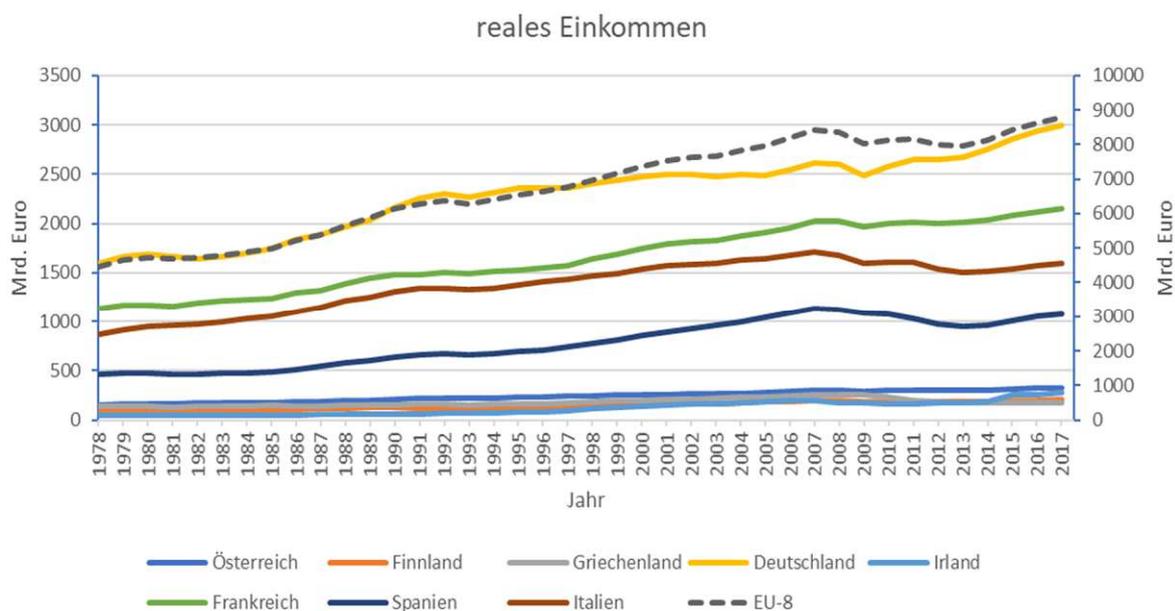


Abbildung 3-11: Reales pro Kopf Einkommen aller EU-Länder in 10^9 Euro. EU-8 kumuliert ist auf der sekundären Achse skaliert. (OECD, 2019)

Spanien beginnt bei 465,44 Mrd. Euro und erreicht sein Maximum 2007 mit 1135,73 Mrd. Euro. Der lokale Tiefpunkt beschreibt ein reales Einkommen von 951,82 Mrd. Euro im Jahr 2013 und steigt bis 2017 auf 1072,09 Mrd. Euro an. Italien liegt zu Beginn beim Einkommen um 400 Mrd. Euro über Spanien. Dies erhöht sich auf bis zu 700 Mrd. Euro während der Steigungsphase und liegt am Ende der Betrachtungsperiode im Jahr 2017 etwa 500 Mrd. Euro über Spanien. Frankreichs Zahlen sind nur geringfügig über jenen von Italien. Beginnend bei 1131,87 Mrd. Euro, liegt das Einkommen 2009 bei 1965,91 Mrd. Euro und schließt 2017 bei 2147,64 Mrd. Euro ab. Deutschland ist das wirtschaftlich stärkste der betrachteten europäischen Länder und das spiegelt sich am Einkommen wider. Deutschlands reales Einkommen beträgt 1978 1591,57 Mrd. Euro und erreicht 2009 schließlich eine

Marke von 2487,64 Mrd. Euro. Bis 2017 erfährt es nochmals eine starke Steigerung auf 2997,04 Mrd. Euro.

Das Einkommen aller acht europäischen Länder kumuliert ist auf der sekundären Achse strichliert aufgetragen. Das Einkommen liegt zwischen 4,47 Bill. Euro im Jahr 1978 und 8,80 Billionen Euro im Jahr 2017. Der Verlauf entspricht jenem allgemein beschriebenen Verlauf, der vier größeren betrachteten EU-Mitgliedsländer. Das maximale Einkommen der EU-8 kumuliert mit 8,80 Bill. Euro im Jahr 2017, wird in der USA in USD im Jahr 1985 erreicht. Bis 2017 liegt das Einkommen der USA in USD um etwa das Doppelte über diesen Wert.

Im Anschluss wird eine weitere Modellvariable, der Klimaeinfluss in Form von Heizgradtagen analysiert und besprochen.

3.4 Heizgradtage

Die Heizgradtage (HGT) in Abbildung 3-12 spiegeln den Klimaeinfluss im Zeitgeschehen wider. Es sei hier nochmals kurz erwähnt, dass die Referenztemperatur bzw. die Definition für die europäischen Länder, USA und Japan unterschiedlich ist (2.3.4 Heizgradtage). Generell sind die Verläufe unterschiedlich stark schwankend und tendenziell sinkend.

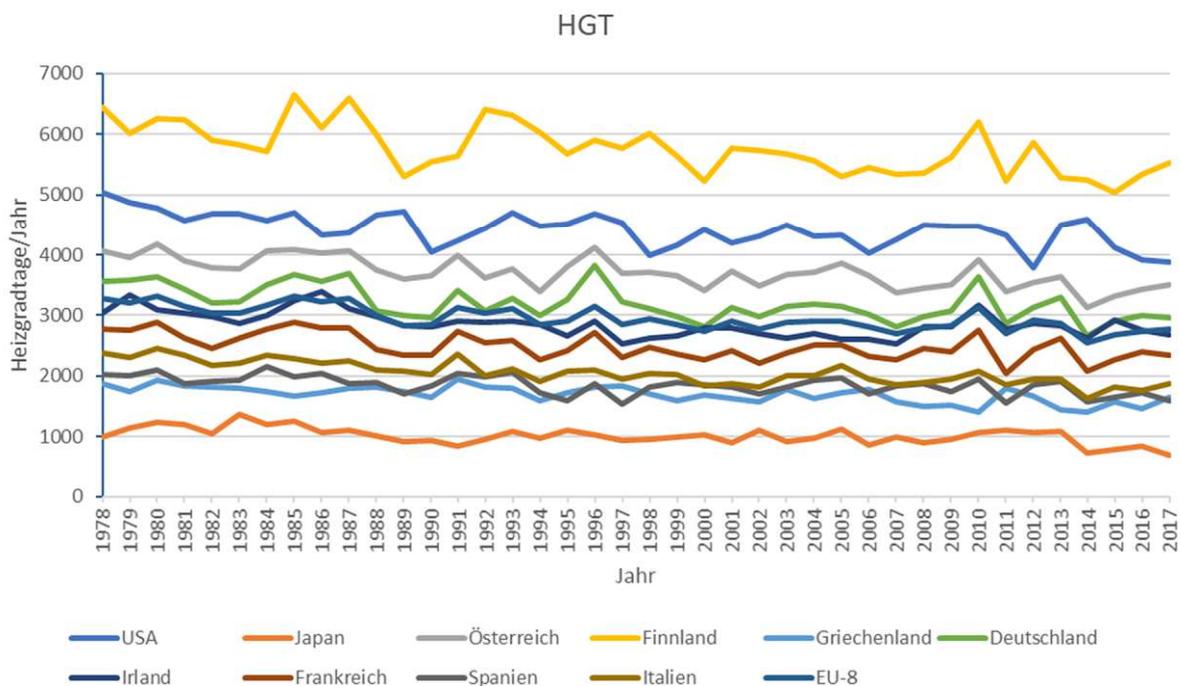


Abbildung 3-12: Heizgradtage allerzehn betrachteter Länder von 1978-2017. (Energy Conservation Center, 2014), (degreedays.net, 2020), (Eurostat, 2019), (NOAA, 2019)

Japan liegt mit seinen um 1000 HGT/a schwankenden Werten am niedrigsten von allen herangezogenen Ländern. Dies liegt vermutlich an der abweichenden Definition als populationsgewichteter Durchschnitt, mit der niedrigsten Grenztemperatur. Zwischen 1978 und 2017 reduziert sich die Anzahl der HGT in Japan um 30%. Griechenland, Spanien und Italien befinden sich laut der Klimaklassifizierung nach Köppen-Geiger (ZAMG, 2006) in der gleichen Klimazone und liegen auch in der Abbildung 3-12 knapp beieinander. Griechenland liegt anfangs bei 1872 HGT/a, Spanien bei 2018 HGT/a und Italien bei 2383 HGT/a. Bis zum Ende der Betrachtungsperiode sinkt Griechenland um 12% auf 1658 HGT/a. Spanien und Italien weisen 2017 1598 HGT/a und 1878 HGT/a auf und fallen somit um 21% bzw. 22%. Die nächste klimazonenmäßige Einheit bildet Frankreich, Irland, Deutschland und kumuliert EU-8. Die Heizgradtage bewegen sich dabei zwischen 2770 HGT/a in Frankreich und

3552 HGT/a in Deutschland. Bis zum Ende der Periode sinkt DEU um 17%, FRA und EU-8 um 16% und IRL um 12%. Dadurch liegen die Heizgradtage zwischen 2338 HGT/a in Frankreich bis 2964 HGT/a in Deutschland im Jahr 2017. Österreich weist wie die USA sowohl warmgemäßigtes Klima als auch Schneeklima auf (ZAMG, 2006). In der USA hat jedoch noch eine weitere Klimazone (arides Klima) einen wichtigen Einfluss. Die Grenztemperatur der USA liegt daher etwas höher als jene für die europäischen Länder. Dementsprechend liegt die Anzahl der Heizgradtage bei 4073 HGT/a in Österreich und in der USA bei 5030 HGT/a im Jahr 1978. Bis zum Ende des Betrachtungszeitraumes verringern sich die Tage auf 3503 HGT/a in Österreich und auf 3876 HGT/a in der USA. Dies entspricht in AUT einer Minderung von 14% und 23% für die USA. Finnland wird gesamtheitlich mit Schneeklima klassifiziert (ZAMG, 2006) und weist somit die meisten Heizgradtage aller ausgewählten Länder auf. Angefangen im Jahr 1978 bei 6453 HGT/a sinken sie bis zum Schluss der Betrachtung um 14% auf 5524 HGT/a.

Bei allen ausgewählten Ländern reduzieren sich die HGT im Laufe der Zeit merklich. Die größte Verringerung verzeichnet Japan mit 30%. Die kleinste prozentuelle Reduzierung beträgt 12%, die von Griechenland und Irland aufgewiesen werden.

Im Anschluss wird noch der Modellparameter, der so genannte Informations- und Kommunikationstechnik Faktor (IKT-Faktor) näher betrachtet.

3.5 Informations- und Kommunikationstechnik

Für ein besseres Verständnis, was alles unter Informations- und Kommunikationstechnik kurz IKT zu verstehen ist, soll die Definition laut Gabler (Szczutkowski, 2018) Abhilfe schaffen.

„Informations- und Kommunikationssysteme vereinigen personelle (Qualifikation, Motivation), organisatorische (Aufbau- und Ablauforganisation) und technische (Hardware, Software) Komponenten zum Zwecke der Informationsversorgung von Akteuren. Die Kombination dieser Komponenten bestimmt die Struktur von Informations- und Kommunikationssystemen.“ (Szczutkowski, 2018)

In den verwendeten Basisdaten setzt sich der komplette IKT-Sektor aus den Teilgebieten der Fertigung und der Dienstleistungen zusammen. Das Teilgebiet der Fertigung umfasst dabei die Herstellung von elektronischen Bauelementen und Platinen, Computern und Peripheriegeräten, Kommunikationsgeräten, Unterhaltungselektronik und von magnetischen und optischen Datenträgern. Das Teilgebiet der Dienstleistungen setzt sich aus 6 Unterkategorien zusammen. Diese sind der Großhandel mit Informations- und Kommunikationsgeräten, Softwareverlag, Telekommunikation, Datenverarbeitung sowie Beratung und die damit verbundenen Tätigkeiten, Webportale und Datenverarbeitung sowie Hosting und damit verbundene Tätigkeiten und die letzte Kategorie ist die Reparatur von Datenverarbeitungsgeräten und Kommunikationseinrichtungen.

In Abbildung 3-13 ist der Anteil des IKT-Sektors in Millionen Euro pro Land aufgetragen. Der betrachtete Zeitabschnitt erstreckt sich von 2008 bis 2017 und erfasst somit eine zeitliche Periode von zehn Jahren. International vergleichbare Angaben liegen für sieben der insgesamt zehn ausgewählten Länder vor. Dabei handelt es sich um Österreich (AUT), Finnland (FIN), Griechenland (GRC), Deutschland (DEU), Frankreich (FRA), Spanien (ESP) und Italien (ITA), wobei EU-7 kumuliert strichliert auf die sekundäre Achse bezogen ist.

Die bevölkerungsmäßig kleinsten der dargestellten Länder, weisen auch die geringsten Werte auf. Griechenland, Österreich und Finnland liegen während des gesamten Zeitraumes unter 550 Mio. Euro. Griechenland zeigt einen abnehmenden Verlauf von 178 Mio. Euro im Jahr 2008 auf 60 Mio. Euro im

Jahr 2017. Österreich steigt stetig von anfänglichen 246 Mio. Euro auf 257 Mio. Euro am Ende. Knapp darüber weist Finnland Zahlen von 473 Mio. Euro im Jahr 2008 auf und erreicht zum Schluss des Beobachtungszeitraumes 528 Mio. Euro. Vergleicht man die IKT Verläufe der jeweiligen Länder in diesem Zeitraum mit jenen des Einkommens, so sind die Ähnlichkeiten deutlich erkennbar. Spanien startet bei 1340 Mio. Euro und sinkt danach auf sein Minimum 2014 mit 981 Mio. Euro. Bis 2017 steigt der Anteil des IKT-Sektors wieder auf 1188 Mio. Euro.

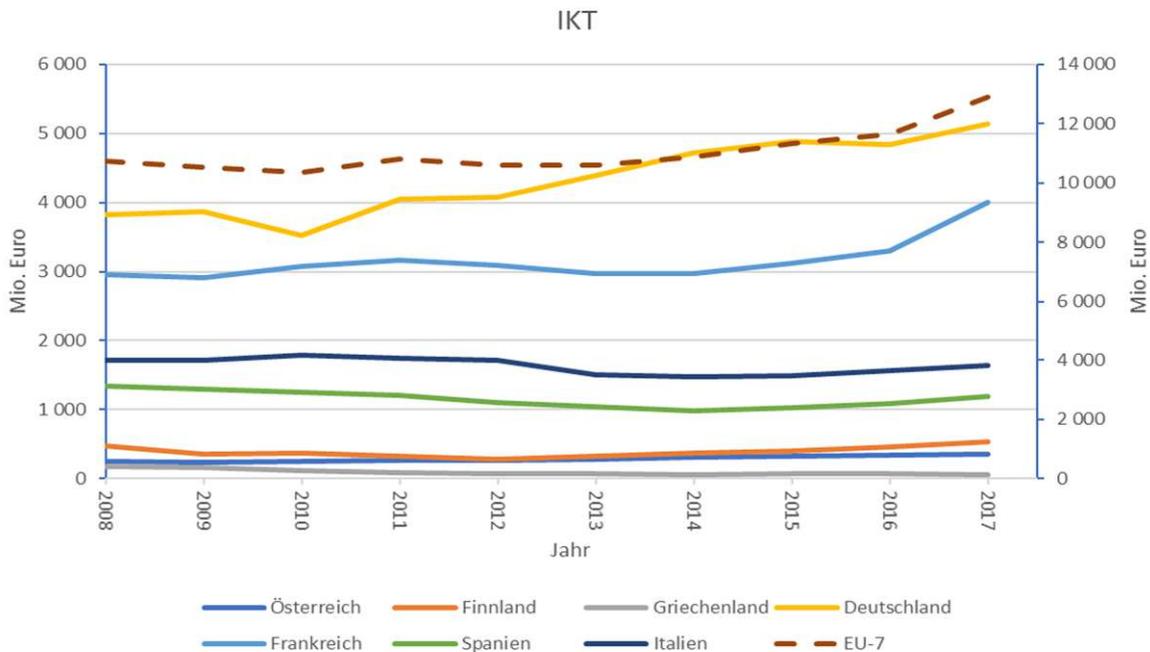


Abbildung 3-13: Informations- und Kommunikationstechnikanteil in Millionen Euro von 2008-2017 für sieben der ausgewählten Länder. EU-7 kumuliert ist strichliert dargestellt und auf die sekundäre Achse bezogen. (Eurostat, 2020)

Italien liegt etwas darüber mit einem sehr ähnlichen Verlauf. Beginnend bei einem Wert von 1716 Mio. Euro, beträgt der Wert 2017 1630 Mio. Euro und liegt damit geringfügig niedriger. Frankreich liegt um mehr als 1000 Mio. Euro über Italien. Von 2008 bis 2014 bewegen sich die Zahlen bei 3000 Mio. Euro und steigen bis zum Ende auf 4009 Mio. Euro an. Derselbe Anstieg ab 2014 ist auch beim Einkommen von Frankreich in Abbildung 3-11 beobachtbar. Die höchsten Werte weist Deutschland auf, beginnend mit 3830 Mio. Euro und einem Minimum im Jahr 2010 von 2533 Mio. Euro. Anschließend setzt eine stetige Steigung bis zum Jahr 2017 ein auf 5135 Mio. Euro.

Alle sieben Länder kumuliert verlaufen zwischen 2008 und 2014 relativ konstant um einen Wert von etwa 10600 Mio. Euro. Danach zeigt sich ein stetiger Anstieg auf 12906 Mio. Euro im Jahr 2017.

Nachdem alle zugrunde liegenden Zahlen nun ausreichend analysiert wurden, folgt im nächsten Kapitel die Verarbeitung und Beschreibung in den jeweiligen Modellen.

4 Methode

In diesem Kapitel wird der theoretische Sockel, für die im nächsten Abschnitt durchgeführten Auswertungen erklärt.

Ausgangspunkt ist die Klasse der ökonometrischen Energienachfragemodelle. Also Modelle die wirtschaftswissenschaftliche Zusammenhänge mittels Statistik, Empirik und Mathematik zu beschreiben versuchen. Die empirische Grundlage dieser Arbeit sind Zeitreihen, dessen Zusammenhänge als lineare Regression definiert werden. Dies bedeutet, dass die Beziehung zwischen unabhängiger und abhängiger Variablen am besten als lineare Funktion beschrieben werden kann. Dabei sollen in der ersten Analyse zwei Methoden gegenübergestellt und verglichen werden. Um die Qualität des Modellansatzes an sich zu überprüfen, werden zusätzlich eine Reihe von diagnostischen Testvariablen überprüft und ausgewertet. (Prof.Dr. Horst Rottmann, 2018)

Zuerst werden die Länder durch die kleinste Quadrate Methode (OLS ... Ordinary Least Square Methode) untersucht, um eine Schätzung der Koeffizienten zu erhalten. Die zweite Methode ist die Autoregressive Distributed Lag Methode. Der Unterschied liegt in der Ausprägung des Lags. In der OLS-Methode wird ein statisches Koyck Lag zur Differenzierung zwischen kurz- und langfristigen Einflüssen integriert. Die ARDL-Methode erlaubt es, jedem Parameter eine individuelle Lag Länge zuzuordnen. Damit ist eine zusätzliche Aussage über die zeitliche Signifikanz einzelner Parameter möglich. Verglichen werden die Basismodelle untereinander und die um die HGT erweiterten Modelle.

Bei der zweiten Analyse wird der Einfluss des IKT-Sektors auf den Stromverbrauch mit der OLS-Methode untersucht. Angefangen mit einem einfachen Basismodell wird die Komplexität der Modelle für jedes untersuchte Land erhöht. Das Basismodell wird um den IKT-Faktor erweitert und dessen Einfluss in den jeweiligen Ländern untersucht. Im letzten Ausbauschnitt wird das Modell nochmals um den HGT-Faktor erweitert und etwaige Veränderungen im Modell beschrieben. Aus den insgesamt 3 verschiedenen Modellvarianten wird mittels Schwarz-Bayesian-Kriterium (SBC) das optimale Modell ausgewählt.

Basierend auf dieser Auswahl werden abschließend vier Zukunftsszenarien für jedes Land erstellt und erklärt.

4.1 Ordinary Least Square Schätzverfahren

Die im Folgenden beschriebene Theorie wurde aus Time Series Econometrics using Microfit 5.0 von B. Pesaran und M. Pesaran, 2009, pp. 441-447 entnommen.

Ein Standardverfahren der linearen Regression zur Schätzung der Modellparameter ist die Ordinary Least Square (OLS) Methode. Das bedeutet, die Gerade die den Zusammenhang zwischen abhängiger und unabhängiger Variablen beschreibt, wird so platziert, dass bei allen Datenpunkten die geringstmögliche Abweichung von der Geraden auftritt. Das verwendete lineare Regressionsmodell hat die Form

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

(4-1)

wobei y_t die abhängige Variable ist und x_{it} die unabhängigen beschreibenden Variablen darstellen. In der Realität gibt es weitere Parameter, die einen Einfluss auf y_t haben, die aber nicht unmittelbar

erfassbar sind. Diese Faktoren sind in dem Fehlerterm oder Störterm u_t zusammengefasst und die gesuchten zu schätzenden Regressionskoeffizienten sind in der Formel als β_i bezeichnet. Bei der OLS-Methode erfolgt die Schätzung der β_i so, dass die Summe der quadrierten Residuen u_t minimal wird. Ausgegangen wird von der obigen Gleichung in Matrixschreibweise

$$y = X\beta + u \quad (4-2)$$

Formt man Gleichung (4-2) für u um und bildet die Fehlerquadratsumme unter Berücksichtigung der Matrizenrechenregeln erhält man

$$Q(\beta) = \sum_{t=1}^n u_t^2 = u'u = (y - X\beta)'(y - X\beta) \quad (4-3)$$

Das Minimum erhält man durch weiteres Ableiten nach β und Null setzen der Gleichung.

$$\frac{\partial Q(\beta)}{\partial \beta} = -2X'(y - X\beta) = 0 \quad (4-4)$$

Dies ergibt schließlich die gesuchten Schätzwerte für $\hat{\beta}_{OLS}$ unter der Bedingung minimaler Abweichungen.

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X'X)^{-1}X'y \quad (4-5)$$

Um die Qualität des Modells verifizieren zu können, werden 5 unterschiedliche Teststatistiken zu jeder OLS- und ARDL-Auswertung angegeben. Dabei handelt es sich um das Güte Maß R^2 , den F-Test, die Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz-Bayesian (SBC) sowie die Durbin-Watson Statistik. Das Güte Maß R^2 gibt das Ausmaß des linearen Zusammenhangs zwischen abhängiger und unabhängigen Variablen an bzw. inwieweit die Ausreißer der abhängigen Variable durch die beschreibenden unabhängigen Variablen beschrieben werden können. Der Wert kann zwischen null und eins liegen und sollte möglichst nahe an eins herankommen. Der F-Test dient zur Prüfung, ob die Ergebnisse durch Zufall entstanden sind oder nicht. Je deutlicher der F-Wert von Null abweicht, desto eindeutiger existiert ein Zusammenhang zwischen abhängiger und unabhängiger Variable. Die Informationskriterien nach Akaike und Schwarz-Bayesian dienen zum Vergleich mehrerer Modellvarianten. Dabei beurteilt das SBC die Anzahl der im Modell implementierten Parameter schärfer als das AIC. Für die Auswahl des besten Modells wird jenes mit dem höchsten Wert gewählt. Die Durbin-Watson (DW) Statistik sollte möglichst um den Wert 2,0 liegen und gibt einen Hinweis auf serielle Korrelation.

Bei den grundlegenden Modellannahmen wurde besonderes Augenmerk auf die Überprüfung der seriellen Korrelation (Bahram Pesaran, 2009, p. 444) und der Homoskedastizität (Bahram Pesaran, 2009, p. 445) gelegt. Verletzungen einer oder beider grundlegender Modellannahmen wurden laut Microfit 5.5 Help behoben. Die serielle Korrelation wurde dahingehend mittels AR-Errors (Cochrane-Orcutt) Methode korrigiert. Dabei wird das AR-Fehlerregressionsmodell unter der Annahme fester Anfangswerte geschätzt. (Bahram Pesaran, 2009, pp. 465-467)

Verletzungen der Homoskedastizität wurden über den gleichgewichteten Newey-West Schätzer korrigiert. Diese Schätzmethode ist sowohl gegenüber Heteroskedastizität als auch Autokorrelation gegenüber konsistent. (Bahram Pesaran, 2009, pp. 490-491)

Die erste OLS-Untersuchung und für den Vergleich mit der ARDL-Schätzung ausgewertete Modell ist das Basismodell (BM).

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \lambda * \log(E_{t-1}) \quad (4-6)$$

Dieses beinhaltet den gesamten Stromverbrauch eines Landes bezeichnet mit E_t , C der konstante Term für die lineare Regression, p_t ist der gewichtete Strompreis, Y_t ist das Einkommen und E_{t-1} ist die zeitlich verzögerte abhängige Variable. In diesem Fall beträgt die Verzögerung eins und entspricht damit im Modell einer Verzögerung von einem Jahr. Durch den Lag werden die Elastizitäten in kurzfristige und langfristige Einflussparameter unterteilt. Dabei sind α , β die kurzfristigen Koeffizienten für Strompreis und Einkommen und λ der Koyck'sche Lag. Der langfristige Koeffizient für den Strompreis ist in der Auswertung mit A bezeichnet und der langfristige Einkommenskoeffizient mit B . Die Konstante C dient lediglich zur korrekten Modellierung und hat keinen praktischen Informationsgehalt. Üblicherweise verläuft die Regressionsgerade nicht durch den Nullpunkt und besitzt daher einen Startwert unterschiedlich von Null am Anfang. Würde die Regressionsgerade tatsächlich im Nullpunkt starten, so ist der Koeffizient C gleich Null. Die Konstante gibt also den Schnittpunkt der Regressionsgerade mit der vertikalen Nullachse an. Umgelegt wäre das hier der Stromverbrauch, wenn kein Einkommen, kein Strompreis und kein Lag vorhanden wäre. Durch die Einbeziehung der Konstante werden die Steigungen der Koeffizienten korrekt berechnet und nicht versucht die Gerade auf den Nullpunkt zu ziehen.

Das erweiterte OLS-Modell beinhaltet zusätzlich die Heizgradtage (HGT) als Faktor. Ω bezeichnet den kurzfristigen Einflussparameter und O den langfristigen Einfluss des Koeffizienten.

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \lambda * \log(E_{t-1}) + \Omega * \log(HGT) \quad (4-7)$$

Diese beiden OLS-Modellvarianten werden zur Analyse und zum Vergleich mit der ARDL-Methode ausgewertet. Dabei wird die Zeitspanne zwischen 1978 und 2017 betrachtet. Ab 1978 sind vergleichbare Daten, für alle betrachteten Länder und alle benötigten Basisdaten verfügbar. Zum Zeitpunkt der Datenerfassung für diese Diplomarbeit reichten die einheitlichen Grunddaten bis zum Jahr 2017.

Die Modelle sind doppelt logarithmisch, wodurch die zu schätzenden Parameter den Elastizitäten entsprechen.

Die zweite Analysereihe mit Hilfe des OLS-Schätzverfahrens, betrifft die Untersuchung des IKT-Parameters. Bei diesen Auswertungen erstreckt sich der Betrachtungszeitraum zwischen 2008 bis 2017. Die kürzere Zeitreihe ergibt sich aufgrund der vorliegenden Datenerfassung im IKT Bereich. Außerdem müssen die Grunddaten auch international vergleichbar sein, um Parallelen zwischen den Ergebnissen der einzelnen Länder ziehen zu können. Die erste Auswertung erfolgt wieder im Basismodell. Die beschreibende Gleichung ist also die selbe Formel wie in Gleichung (4-6). Dabei ist die verkürzte Zeitperiode zu berücksichtigen, wodurch andere Modellergebnisse entstehen.

Äquivalent zu vorher entspricht E_t dem zu beschreibenden Stromverbrauch. C ist wieder die implementierte Konstante, p_t der gewichtete Strompreis, Y_t das Einkommen und E_{t-1} der statisch verzögerte Stromverbrauch. Die kurzfristigen Koeffizienten für Strompreis und Einkommen sind wieder mit α und β bezeichnet und der Lag mit λ . Die entsprechenden langfristigen Koeffizienten für gewichteten Preis und Einkommen mit A und B .

Im nächsten Schritt wird der IKT-Parameter zusätzlich zu den bisherigen mit einbezogen. Dabei stellt Π den kurzfristigen Einfluss und P den langfristigen Einfluss dar. Dabei wird von einem positiven Zusammenhang zwischen IKT-Faktor und dem Stromverbrauch ausgegangen. Erhöht sich also der Anteil des IKT-Sektors, so sollte sich auch der Stromverbrauch erhöhen.

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \lambda * \log(E_{t-1}) + \Pi * \log(IKT) \quad (4-8)$$

Die letzte Erweiterung berücksichtigt des Weiteren noch die Heizgradtage (HGT). Die Elastizität für den kurzfristigen Einfluss ist mit Ω definiert und die langfristige wieder mit O .

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \lambda * \log(E_{t-1}) + \Pi * \log(IKT) + \Omega * \log(HGT) \quad (4-9)$$

Bei der zweiten Auswertungsserie mittels OLS-Schätzverfahren wird neben der Analyse des IKT-Faktors auch das beste Modell für die nachfolgende Szenarien Analyse gesucht. Diese Auswahl erfolgt primär mit Hilfe des Informationskriteriums SBC und zur Überprüfung in zweiter Instanz mittels AIC.

Um die Rolle des Koyck'schen Lags in den OLS-Modellen und den Unterschied zum ARDL-Schätzverfahren besser zu verstehen, soll das anschließende Unterkapitel 4.2 beitragen.

4.2 Koyck Lag

Der so genannte Koyck'sche Lag ist eine zeitliche Verzögerung, die als zusätzliche beschreibende Variable im Modell berücksichtigt wird. Durch die Implementierung eines Lags kann bei den Parametern im Modell zwischen kurzfristigen und langfristigen Einflüssen unterschieden werden. Das bedeutet, dass zum Beispiel der Strompreis oder das Einkommen kurzfristig wenig Einfluss auf den Stromverbrauch haben kann, langfristig sich jedoch verändert. Durch die Einführung des Lags lassen sich diese zeitlich dynamischen Vorgänge herausfiltern. Der Lag ist in den OLS-Gleichungen (4-6) bis (4-9) durch den Term E_{t-1} berücksichtigt und liefert den Koeffizienten λ . Die Umrechnung von kurzfristigen zu langfristigen Koeffizienten erfolgt über die Formel (R. Haas, 2013, pp. 5-11)

$$X = \frac{x}{1 - \lambda} \quad (4-10)$$

Dabei beschreibt X den langfristigen Koeffizienten des jeweiligen Parameters (A ... gewichteter Strompreis, B ... Einkommen, O ... Heizgradtage, P ... Informations- und Kommunikationstechnik), x den kurzfristigen Parametereinfluss (α ... gewichteter Strompreis, β ... Einkommen, Ω ... Heizgradtage, Π ... Informations- und Kommunikationstechnik) und λ ist der Koeffizient des Koyck'schen Lags.

Je kleiner der Koeffizient beim Lag ist, desto langsamer erfolgt die Anpassung. Der Lag Koeffizient sollte positiv und zwischen null und eins liegen, wobei Werte über 0,5 laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-9 - 5-11) als kritisch einzustufen sind. Ist der Wert von λ gleich null erfolgt keine Anpassung und bei λ gleich eins erfolgt die Anpassung unverzüglich.

Realisiert wird das Koyck Lag, indem die abhängige Variable mit einer Verzögerung als beschreibenden Parameter im OLS-Modell integriert wird. Der Koyck'sche Lag ist eine statische Verzögerung, weshalb für alle im Modell implementierten Parameter die gleiche Lag-Länge gilt. Das ist einer der großen Unterschiede zwischen Koyck'schen und verteilten Lags die bei der ARDL-Methode zum Einsatz kommen. Ein weiterer Unterschied, der sich daraus ergibt, ist die Aussagemöglichkeit über die Signifikanz der einzelnen langfristigen Elastizitäten. Beim Koyck'schen Lag kann nur die Signifikanz des Lag Operators λ und der kurzfristigen Einflusskoeffizienten ermittelt werden. Das bedeutet im OLS-Modell mit Lag kann keine Aussage darüber getroffen werden, ob der Parameter langfristig überhaupt einen signifikanten Einfluss auf den Stromverbrauch hat.

Bei dem im Folgenden beschriebenen ARDL-Schätzverfahren kann die Signifikanz der kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten separat ermittelt werden. Dies gibt zusätzlichen Aufschluss darüber, ob ein Modellfaktor eventuell nur kurzfristigen oder nur langfristigen Einfluss auf den Stromverbrauch hat. Möglich wäre natürlich auch gar kein Einfluss auf die Stromnachfrage oder sowohl kurzfristigen als auch langfristigen Einfluss auf den Stromverbrauch. Ist in der ARDL-Auswertung nur das erste Lag des Stromverbrauchs enthalten, so sind die Ergebnisse vom OLS- und ARDL-Schätzverfahren gleich.

4.3 Autoregressive Distributed Lag Schätzverfahren

Das Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Schätzverfahren ist eine Methode, die mit verteilten individuellen Lags arbeitet. Hierbei wird nicht mit einer pauschalen Lag Länge, die für alle Variablen des Modells gilt, gearbeitet. Vielmehr wird jedem Parameter einzeln eine optimale Lag Länge zugeordnet.

Die Theorie zum ARDL-Schätzverfahren stammt von Time Series Econometrics using Microfit 5.0 von B. Pesaran und M. Pesaran, 2009, pp.481-483. Ausgegangen wird von einem Modell mit der Ordnung $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$.

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta'w_t + u_t \quad (4-11)$$

wobei

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \quad (4-12)$$

und

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - \dots - \beta_{iq_i}L^{q_i}, \text{ für } i = 1, 2, \dots, k \quad (4-13)$$

Der Lag Operator ist mit L bezeichnet und ist durch $Ly_t = y_{t-1}$ definiert. Die Variable w_t ist ein Vektor der deterministische Größen wie zum Beispiel Konstanten, saisonale Dummy Variablen oder zeitliche Trends beinhaltet.

Zuerst werden alle möglichen Modellvarianten von p und q_i bis zu einem vom Benutzer festgelegten Maximallag geschätzt. Anschließend wählt der Benutzer eines von vier unterschiedlichen Auswahlkriterien für die Modellschätzung. Microfit berechnet dann je nach gewähltem Kriterium für das ARDL-Modell die Langzeitwerte und das zugehörige Fehlerkorrekturmodell (ECM ... Error

Correction Model). In dieser Arbeit wurde das Schwarz Bayesian Kriterium (SBC) für die Modellfindung gewählt, welches in Microfit als Standardkriterium voreingestellt ist.

Die langfristigen Koeffizienten für die Reaktion von y_t auf eine Einheitsänderung von x_{it} werden wie folgt geschätzt.

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, \hat{q}_i)}{\hat{\phi}(1, \hat{p})}, \text{ für } i = 1, 2, \dots, k \quad (4-14)$$

Dabei sind \hat{p} und \hat{q}_i die Werte je nach gewählter Modellfindungsvariante (in dieser Arbeit nach Schwarz Bayesian) von p und q_i . Die deterministischen Größen wie z.B. Konstanten und zeitliche Trends werden dann in ähnlicher Weise geschätzt.

$$\hat{\psi} = \frac{\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{\hat{\phi}(1, \hat{p})} \quad (4-15)$$

In der Formel (4-15) ist $\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ die Schätzung nach der ausgewählten ARDL-Modellfindungsvariante vom OLS-Operator δ aus Gleichung (4-11). Das mit der ARDL-Auswertung verknüpfte Fehlerkorrekturmodell geht von der Grundgleichung (4-11) aus. Diese Gleichung wird anschließend in eine Form umgeschrieben, welche die Beziehungen der verzögerten Niveaus und der ersten Differenzen von y_t , x_{it} und w_t enthält. Nach dem Umschreiben und einigen Umformungen erhält man

$$\Delta y_t = -\phi(1, \hat{p})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} + \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + u_t \quad (4-16)$$

Wobei EC_t der Korrekturterm ist und folgendermaßen definiert wird

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\theta}_i x_{it} - \hat{\psi}' w_t \quad (4-17)$$

Damit sind die Langzeit Koeffizienten des ARDL-Modells durch die Gleichungen (4-14) und (4-15) beschrieben und das zugehörige Fehlerkorrekturmodell durch die Gleichungen (4-16) und (4-17). (Bahram Pesaran, 2009, pp. 481-483)

Die erste ARDL-Auswertung entspricht dem Basismodell (BM) von der OLS-Methode.

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) \quad (4-18)$$

Dabei ist E_t wieder der gesamte Stromverbrauch, C die konstante Term, p_t der gewichtete Strompreis und Y_t das Einkommen. Die Lags werden durch die ARDL-Methode den einzelnen Parametern individuell zugeordnet. Die kurzfristigen Elastizitäten sind α für den Strompreis und β für das Einkommen. Die entsprechenden langfristigen Elastizitäten sind bei der Auswertung mit A für den Strompreis und B für das Einkommen bezeichnet.

Die zweite ARDL-Modellanalyse ist wieder um den Faktor der Heizgradtage (HGT) erweitert und wird auch mit dem OLS-Modell verglichen. Bei den Heizgradtagen bezeichnet Ω wieder die kurzfristige Elastizität und O die langfristige Elastizität. Ein Vorteil bei den ARDL-Modellen betrifft die Signifikanz von kurz und langfristigen Koeffizienten, die separat ermittelt werden kann. Damit lässt sich erkennen, ob ein Parameter möglicherweise nur kurzfristigen oder nur langfristigen Einfluss auf die abhängige Variable hat.

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \Omega * \log(HGT) \quad (4-19)$$

Zuerst werden die Variablen, die im ARDL-Modell implementiert werden sollen, auf Stationarität überprüft. Dies zeigt ob überhaupt eine Langzeitbeziehung zwischen abhängiger und unabhängiger Variable existiert. Sollten alle Variablen stationär sein, dann gibt es im Modell keinen langfristigen Zusammenhang zwischen unabhängigen und abhängiger Variable. Die Überprüfung wurde mit Hilfe des augmented Dickey-Fuller (ADF) Tests in Microfit 5.5 durchgeführt. (Bahram Pesaran, 2009, pp. 238-243) Dabei zeigte sich für alle untersuchten Variablen eine ausreichende Instationarität für eine weiterführende ARDL-Auswertung. (ADF Tests im Anhang A.2) Anschließend wird das ARDL-Modell mit einem maximalen Lag von eins erstellt und zusätzlich ein Trend mit einbezogen. Ist das Modell eines Landes trendstationär, so ist der Trend signifikant und muss im Modell miteinbezogen werden. Ist der Trend nicht signifikant, so kann er aus dem Modell entfernt werden und eine erneute Berechnung ohne Trend durchgeführt werden. Beim Basismodell von Frankreich konnte nur durch Erhöhung der Lag Länge auf 3 ein valides ARDL-Modell gefunden werden.

Die Qualität des Modells wird wieder mit denselben fünf Teststatistiken wie beim OLS-Schätzverfahren überprüft. Diese sind das Güte Maß R^2 , der F-Test, die Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz-Bayesian (SBC) sowie die Durbin–Watson Statistik. Das Error Correction Model (ECM) enthält den ECM(-1) Wert der, wie λ beim OLS-Modell die Schnelligkeit der Anpassung angibt. Er liegt zwischen 0 und -1, soll also im Gegensatz zum Koyck'schen Lag einen negativen Wert haben. Zusätzlich sollte der ECM(-1) Wert signifikant sein.

Beim ARDL-Schätzverfahren ist keine Möglichkeit zur nachträglichen Korrektur von serieller Korrelation vorgesehen. Bei Verletzung der Homoskedastizität kann wieder mittels gleichgewichteten Newey-West Schätzer korrigiert werden. (Bahram Pesaran, 2009, pp. 490-491)

4.4 Szenarien Analyse

Szenarioanalysen kennt man hauptsächlich aus dem Bereich der Betriebswirtschaftslehre. Sie zeigen mögliche Zukunftsentwicklungen, um darauf aufbauend Handlungsentscheidungen treffen zu können. Die Grundüberlegung besteht darin, die bestimmenden Faktoren zu identifizieren und deren mögliche Veränderung und Auswirkungen zu untersuchen. Ausgehend von den historischen Werten werden ab dem aktuellen Zeitpunkt sowohl positive als auch negative Extremszenarien berücksichtigt. Der so genannte Szenario Trichter erfährt entlang der Zeitachse in die Zukunft in der Regel eine Verbreiterung. Dies geschieht dadurch, weil sich die ändernden Einflussfaktoren über einen längeren Zeitraum immer extremer auswirken. Da sowohl die Anzahl der Einflussfaktoren als auch deren mögliche Entwicklungen sehr unterschiedlich sein können, ist es sinnvoll die Szenarien auf die wahrscheinlichsten zu begrenzen.

Bei der Analyse der Szenarien werden unter anderem die Wechselwirkungen der einzelnen Faktorenentwicklungen ausgewertet. Außerdem wird auch die Wahrscheinlichkeit des Eintretens des jeweiligen Szenarios diskutiert.

Ein Vorteil dieser Analysemethode ist, dass damit zukünftige Entscheidungen vorbereitet werden können. Ein Nachteil ist, dass damit keine 100-prozentig sicheren Ergebnisse geliefert werden können. Das ist leicht zu erklären, da niemals alle möglichen Entwicklungen der Zukunft im Vorhinein abgedeckt werden können. Abgesehen davon wächst die Anzahl der unerwarteten möglichen Extremereignisse wie z.B. Wirtschaftskrisen, Kriege oder Pandemien, je länger der Betrachtungszeitraum gewählt wird. Es können jedoch mögliche Zukunftsentwicklungen frühzeitig erkannt und dementsprechende Handlungsweisen erarbeitet werden. Dadurch lassen sich auch mögliche zukünftige Auswirkungen identifizieren und analysieren. (Schroer, 2021)

Mit Hilfe dieser Auswertung sollen die möglichen Entwicklungen des Stromverbrauchs in der Zukunft beleuchtet werden.

4.4.1 Spezifikation der Faktoren

Ausgangspunkt für die Grundlage der Koeffizienten für die Szenarien sind die Ergebnisse aus den OLS-Modellen zur Untersuchung des IKT-Faktors. Bei diesen Auswertungen wurden für alle ausgewählten Länder, eine OLS-Schätzung vom Basismodell ermittelt. Das Basismodell beinhaltet den Stromverbrauch als abhängige Variable und Strompreis, Einkommen sowie den zeitlich verzögerten Stromverbrauch als unabhängige beschreibende Variablen. Dieses Basismodell wurde als nächstes um den IKT-Faktor erweitert und im letzten Schritt nochmals um die HGT ergänzt und ausgewertet. Aus diesen drei möglichen OLS-Ausgangsmodellen für die Szenarien, wird das jeweils beste Modell für jedes Land ermittelt. Als Methode zur Identifizierung des besten Modells wurde das Schwarz-Bayesian Kriterium herangezogen. Eventuelle Adaptionen dieser Modellauswahlergebnisse werden im Laufe des folgenden Kapitel 5 begründet.

Für die Auslegung der Szenarien müssen also die möglichen zukünftigen Entwicklungen der Faktoren Strompreis, Einkommen, Informations- und Kommunikationstechnik und der Heizgradtage abgeschätzt werden. Die wahrscheinlichsten zukünftigen Entwicklungen der Faktoren werden als jährliche prozentuale Änderungsrate angegeben. Dabei sind vor allem die möglichen Entwicklungen des IKT-Sektors und dessen Interaktion bei unterschiedlichen Strompreisentwicklungen von Interesse. Für den IKT-Faktor und den Strompreis bedeutet es, dass die wahrscheinlichsten positiven und negativen Extremwerte ermittelt werden. Für das Einkommen und die Heizgradtage wird der wahrscheinlichste gemittelte Entwicklungswert eingesetzt. Das bedeutet, dass Einkommen und die HGT werden mit einer konstanten jährlichen Änderungsrate für die zukünftigen Szenarien ermittelt. Beim IKT und dem Strompreis werden jeweils die wahrscheinlichste höchste und niedrigste Änderungsrate ermittelt.

Für die Abschätzung der wahrscheinlichsten Änderungsraten des Einkommens und des Strompreises wurden die Übungsunterlagen aus der Vorlesung Energiemodelle und Analysen aus dem Jahr 2013 herangezogen. In den Übungsunterlagen wurden die wahrscheinlichsten Änderungsraten für das Einkommen mit maximal +3%/Jahr und minimal +1%/Jahr festgelegt. Davon ausgehend wurde für ein moderates Einkommenswachstum in den zu erstellenden Szenarien der Mittelwert aus diesen Werten gewählt. Das heißt die Änderungsrate vom Einkommen in den Szenarien beträgt +2%/Jahr. Die wahrscheinlichsten Änderungsraten für den Strompreis wurden in den Übungsunterlagen mit maximal

+4%/Jahr und minimal +2%/Jahr festgelegt. Diese Werte wurden genauso für die Szenarien Auslegung übernommen. Das heißt für die Szenarien betragen die wahrscheinlichsten Änderungsraten für den Strompreis +4%/Jahr und +2%/Jahr.

Die Abschätzung der wahrscheinlichsten Änderungsraten für den IKT-Sektor und die Heizgradtage wurden mit Hilfe der Basisdaten aus Kapitel 3 ermittelt. Für die Ermittlung der wahrscheinlichsten Änderungsraten der Heizgradtage wurde der Verlauf, indem alle EU-8 Länder gemeinsam dargestellt sind (Abbildung 3-12, EU-8) näher betrachtet. Aus diesen Basiszahlen wurde die jährliche Veränderung zum Vorjahr in Prozent ermittelt. Schlussendlich wurde aus diesen jährlichen prozentualen Änderungsraten der Mittelwert gebildet und als wahrscheinlichste Änderungsraten für die Heizgradtage (HGT) in den Szenarien definiert. Damit beträgt die wahrscheinlichste Änderungsraten für die Heizgradtage in den Szenarien -0,1%/Jahr. Das negative Vorzeichen ist durchaus verständlich, wenn man sich die Tendenz der Verläufe in Abbildung 3-12 für die Heizgradtage nochmals ansieht.

Bei der Abschätzung der Änderungsraten für den IKT-Faktor, wurde zunächst einmal gleich wie beim HGT-Faktor vorgegangen. Grundlage ist der Verlauf vom IKT-Sektor aller EU-7 Länder gemeinsam aus Abbildung 3-13. Wieder wurden aus den Basiszahlen, die jährliche prozentuale Veränderung zum Vorjahr ermittelt. Aus diesen jährlichen Änderungsraten wurde der Mittelwert berechnet, sowie der Minimal- und Maximalwert. Daraus ergibt sich als wahrscheinlichste maximale Änderungsraten der Wert von +3%/Jahr. Als wahrscheinlichste minimale Änderungsraten ergibt sich der Wert von +1%/Jahr.

Tabelle 4-1: Auswahl und Spezifikation der Faktoren für die Szenarioanalysen.

Faktor	wahrscheinlichste Änderungsraten	Art der wahrscheinlichsten Änderungsraten
Strompreis	+4%/Jahr und +2%/Jahr	Max./Min. - Werte
IKT	+3%/Jahr und +1%/Jahr	Max./Min. - Werte
Einkommen	+2%/Jahr	konstant
HGT	-0,1%/Jahr	konstant

Der Übersicht halber sind in Tabelle 4-1 die entscheidenden Faktoren für die Szenarioanalyse mit ihren ermittelten wahrscheinlichsten Änderungsraten nochmals zusammengefasst.

4.4.2 Spezifikation der Szenarien

Bisher steht fest, welches der drei OLS-Modellvarianten die Koeffizienten für die Szenarien des jeweiligen Landes liefern wird und welche Faktoren Einfluss haben. Weiters sind die interessanten Faktoren festgelegt mit denen unterschiedliche wahrscheinliche Zukunftsentwicklungen erstellt werden. Die Faktoren mit einer konstanten Änderung vervollständigen das Szenario. Außerdem sind die Werte der wahrscheinlichsten Änderungsraten ermittelt.

Startpunkt der Szenario Analyse ist jener an dem die dokumentierten Basisdaten aufhören, also das Jahr 2008. Die wahrscheinlichsten Szenarien werden bis zum Jahr 2040 weitergeführt und die Entwicklung des Stromverbrauchs dabei analysiert. Durch die Variation von Strompreis und IKT ergeben sich vier unterschiedliche Entwicklungsmöglichkeiten für den Stromverbrauch. Es werden also für jedes Land vier unterschiedliche Entwicklungsmöglichkeiten des Stromverbrauchs untersucht, diese sind

Szenario 1: hoher Strompreis (+4%/a) mit hohem IKT Wachstum (+3%/a)

Szenario 2: hoher Strompreis (+4%/a) mit niedrigem IKT Wachstum (+1%/a)

Szenario 3: moderater Strompreis (+2%/a) mit hohem IKT Wachstum (+3%/a)

Szenario 4: moderater Strompreis (+2%/a) mit niedrigem IKT Wachstum (1%/a)

Ausgehend vom letzten dokumentierten Wert für Strompreis, Einkommen, IKT und HGT aus dem Jahr 2017 werden die Werte je nach Szenario bis zum Jahr 2040 berechnet. Erstellt man also das erste Szenario, dann wird der Strompreis aus dem Jahr 2017 um 4% erhöht um den Strompreis für das Jahr 2018 zu erhalten. Der so erhaltene Strompreis für das Jahr 2018 wird nun wiederum um 4% erhöht um den Strompreis für das Jahr 2019 zu erhalten und so weiter bis zum Jahr 2040. Dasselbe wird mit den Basiszahlen von IKT (bei Szenario 1 also +3%/a), Einkommen (+2%/a) und HGT (-0,1%/a) gemacht. Dadurch hat man die Werte von Strompreis, Einkommen, IKT und HGT von 2018 bis zum Jahr 2040. Der Lag der in den OLS-Modellen (4-6) **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.**, (4-8) und (4-9) implementiert ist, wird ebenfalls bis zum Jahr 2040 weitergeführt. Dazu muss aber vorher noch erklärt werden, wie man die Entwicklungswerte für den Stromverbrauch von 2018-2040 erhält. Das wird am besten anhand eines konkreten Beispiels erklärt.

Beispiel: Angenommen es sollen die vier Szenarien für Österreich erstellt werden. Bei der Modellauswahl nach Schwarz-Bayesian ergibt sich das Basismodell mit der IKT Erweiterung (Gleichung (4-8)) als bestes Modell. Zur Erinnerung soll hier nochmals kurz die Form dieses Modells angegeben werden.

$$\log(E_t) = C + \alpha * \log(p_t) + \beta * \log(Y_t) + \lambda * \log(E_{t-1}) + \Pi * \log(IKT) \quad (4-8)$$

E_t ... Stromverbrauch, C ... Konstante, p_t ... gewichteter Strompreis, Y_t ... Einkommen, E_{t-1} ... zeitlich verzögerter Stromverbrauch, IKT ... Informations- und Kommunikationstechnik; α , β , Π , λ ... kurzfristige Elastizitäten von Strompreis, Einkommen, IKT und der Koyck Lag

Aus den Ergebnissen der vorangegangenen OLS-Auswertung erhält man die Zahlenwerte für den konstanten Term C , die Strompreiselastizität α , die Einkommenselastizität β , der Lag Elastizität λ und der IKT Elastizität Π . Wäre das beste Modell jenes mit IKT und HGT, so bräuchte man auch den Zahlenwert für die Elastizität der Heizgradtage aus den OLS-Modellergebnissen, um die Szenario Analyse durchführen zu können. Anschließend berechnet man für die Szenarien 1-4 alle Zahlenwerte von 2018 bis 2040 für den Strompreis, Einkommen und den IKT-Faktor (in diesem Beispiel). Dies erfolgt so, wie bereits etwas weiter oben ausführlich beschrieben wurde. Betrachtet man nun die Gleichung (4-8), so sind für das Jahr 2018 alle Koeffizienten auf der rechten Seite bekannt und kann nun den Stromverbrauch E_t für das Jahr 2018 daraus errechnen. Durch Einsetzen der Zahlenwerte und anschließenden Anwendung der Umkehrfunktion für den Logarithmus, erhält man schließlich den Stromverbrauch für das Jahr 2018. Dieser Zahlenwert ist dann auch gleichzeitig der Wert für E_{t-1} im Jahr 2019. Dies kommt aufgrund der festgelegten zeitlichen Verzögerung von einem Jahr zustande. Die Berechnung der Stromverbrauchswerte für die Jahre 2019 bis 2040 und die Szenarien 1-4 erfolgen dann analog dazu.

Im Kapitel für die Modellauswertung werden dann alle 4 Szenarien für jedes Land visualisiert und diskutiert. Unplausible Ergebnisse aus den OLS-Modellen werden in der Szenarien Analyse durch Richtwerte ersetzt, um eine Auswertung zu erhalten. Die Szenario Analyse wird für sieben von insgesamt zehn ausgewählten Ländern durchgeführt. Der Grund für die Reduzierung der Länder ist die Datengrundlage des IKT-Faktors.

5 Modellauswertung

Dieses Kapitel beschreibt und diskutiert die Ergebnisse aus den erstellten Modellen. Durch die Kombination der Basisdaten mit der zuvor beschriebenen Modelltheorie, wurden die sich ergebenden Resultate ermittelt. Begonnen wird mit dem Basismodell (BM) welches den Stromverbrauch in Abhängigkeit von Strompreis, Einkommen und einer zeitlichen Verzögerung beschreibt. Die Ordinary Least Square (OLS) Methode liefert dabei eine erste Abschätzung über die kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten. Aussagen über die Signifikanz einzelner Koeffizienten sind ebenfalls möglich. Durch die zusätzlich angegebenen Prüfgrößen erhält man einen Überblick wie die Modellqualität einzuschätzen ist. Anschließend werden die Ergebnisse vom Basismodell mittels Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Methode analysiert und mit jenen der OLS-Resultate verglichen. Eventuell bestehende Unterschiede zwischen den Schätzverfahren werden diskutiert und zu erklären versucht. Eine Gegenüberstellung der Auswertungen zeigt inwiefern die Modellarten übereinstimmen bzw. gleiche Schlüsse zulassen.

In einem nächsten Schritt wird das Basismodell (BM) um den Faktor der Heizgradtage (HGT) erweitert und deren Auswirkungen beschrieben. Die erste Abschätzung erfolgt wieder mittels OLS-Schätzverfahren und wird im Folgenden mit dem ARDL-Verfahren verglichen. Die Veränderungen, die sich im jeweiligen Schätzverfahren durch die Einbeziehung des zusätzlichen Faktors ergeben, werden ebenfalls geschildert. Die Gegenüberstellung der kurzfristigen und langfristigen Koeffizienten der beiden Schätzverfahren wird visualisiert und anschaulich vergegenwärtigt. Abgesehen von der Ergebnisanalyse für sich, soll auch die Glaubwürdigkeit der Basisdaten damit weiterführend überprüft werden. Der Vergleich des Basismodells und des erweiterten Modells durch zwei Methoden bilden außerdem die Grundlage für die Untersuchung des IKT-Faktors im zweiten Teil der Auswertungsreihe.

Nach ausführlicher Untersuchung des Stromverbrauchs mit Hilfe der Basisdaten und deren Analyse mittels OLS- und ARDL-Verfahren, wird nun der IKT-Faktor betrachtet. Da die Datenlage bei diesem Parameter erstmalig ab 2008 international vergleichbar ist, handelt es sich um wesentlich kürzere Zeitreihen als zuvor. Die Auswertungen werden für sieben Länder ausgeführt. Als Grundlage wird wieder das Basismodell mit Hilfe des OLS-Schätzverfahrens durchgeführt. Die enthaltenen Parameter entsprechen jenen aus dem vorigen Basismodell. Dadurch erhält man eine erste Abschätzung über die berücksichtigten Koeffizienten. Die Ergebnisse werden mit jenen um den IKT-Faktor erweiterten Resultaten verglichen. Dies gibt Aufschluss ob und inwiefern dieser Faktor einen zusätzlichen Erklärungsgehalt liefert. Außerdem erhält man einen Überblick, wie sehr dieser Faktor bereits einen Einfluss auf den Stromverbrauch ausübt. Durch die nochmalige Erweiterung mit den Heizgradtagen sollen etwaige Veränderungen der Ergebnisse analysiert und verglichen werden. Bei diesen Ergebnissen nimmt die Analyse der Modellqualität eine größere Rolle ein und diese wird wieder mit denselben Prüfungsstatistiken ermittelt. Anhand der erzielten Ergebnisse ergibt sich die Modellauswahl für die anschließende Szenario Analyse.

Der letzte Abschnitt der Modellauswertungen betrifft die Szenario Analyse. Für jedes der sieben verbleibenden Länder werden die wahrscheinlichsten Stromverbrauchsentwicklungen für die Zukunft visualisiert und diskutiert. Durch den Vergleich der Länder lassen sich eventuelle Gemeinsamkeiten oder auffällige Unterschiede bei der Entwicklung erkennen. Die Qualität der Szenarien wird durch die Plausibilität der Ergebnisse eruiert.

5.1 Basismodell

Im Basismodell (BM) erstreckt sich der betrachtete Zeitrahmen von 1978 bis 2017 und wird für zehn ausgewählte Länder ausgewertet. Die zehn erwähnten behandelten Länder sind die USA, Japan (JPN), Österreich (AUT), Finnland (FIN), Griechenland (GRC), Deutschland (DEU), Irland (IRL), Frankreich (FRA), Spanien (ESP) und Italien (ITA). Das Basismodell beinhaltet den Stromverbrauch als abhängige Variable, sowie Strompreis, Einkommen und eine zeitliche Verzögerung als unabhängige beschreibende Variablen. In der Ergebnistabelle ist die kurzfristige Strompreiselastizität mit α , die kurzfristige Einkommenselastizität mit β , der Koeffizient für den Koyck Lag mit λ , der Anpassungskoeffizient beim ARDL-Verfahren mit ECM(-1), die langfristige Strompreiselastizität mit A und die langfristige Einkommenselastizität mit B bezeichnet.

5.1.1 OLS

Die Ergebnisse von der OLS-Auswertung im Basismodell sind in Tabelle 5-1 zusammengefasst. Die implementierte zeitliche Verzögerung beim Stromverbrauch hat die Länge von 1 und entspricht damit einem Jahr. Werte die unplausibel sind, wurden aus der Tabelle entfernt. Griechenland und Frankreich waren seriell korreliert und wurden laut Microfit Help (Bahram Pesaran, 2009, pp. 465-467) mittels AR-Errors (Cochrane Orcutt) korrigiert. Die Konstante C ist für eine korrekte Modellierung nötig enthält jedoch keine praktische Aussage.

Tabelle 5-1: OLS-Basismodellergebnisse für den Stromverbrauch der zehn ausgewählten Länder zwischen 1978-2017.

	USA	JPN	AUT	FIN	GRC	DEU	IRL	FRA	ESP	ITA
C	2,20 [3,04]	0,08 [0,34]	-0,21 [-0,65]	0,53 [3,84]	0,34 [0,61]	0,52 [2,43]	0,49 [5,37]	0,50 [2,12]	-0,46 [-1,56]	-0,94 [-3,03]
α	-0,15 [-2,89]	-0,08 [-2,23]	-0,01 [-0,34]	-0,09 [-1,97]	-0,05 [-0,96]	-0,02 [-1,30]	-0,10 [-5,17]	-0,02 [-0,62]	-0,04 [-2,11]	-0,02 [-0,48]
β	0,13 [1,79]	0,29 [4,90]	0,24 [1,70]	0,10 [1,41]	0,03 [0,33]	0,02 [0,51]	0,08 [2,84]	-	0,32 [3,41]	0,41 [4,73]
λ	0,77 [8,71]	0,76 [20,53]	0,73 [5,09]	0,85 [12,93]	0,94 [23,58]	0,91 [11,08]	0,87 [21,24]	0,98 [15,24]	0,71 [9,29]	0,65 [8,42]
A	-0,64	-0,34	-0,04	-0,56	-0,86	-0,25	-0,77	-0,62	-0,14	-0,04
B	0,56	1,21	0,90	0,67	0,48	0,25	0,64	-	1,12	1,17
R²	0,993	0,993	0,994	0,990	0,995	0,963	0,997	0,991	0,997	0,996
F-Test	1716,2	1697,5	1985,2	1134,2	1795,0	304,3	4230,1	972,2	3705,2	2820,7
AIC	96,14	93,77	101,34	82,13	84,07	96,11	90,48	86,48	91,96	105,38
SBC	92,81	90,45	98,01	78,80	79,91	92,78	87,15	82,32	88,64	102,05
DW	1,92	2,19	2,03	2,38	1,95	2,20	1,88	2,06	1,46	1,98

Die t-Werte für die Signifikanz sind in Klammer unterhalb der Koeffizienten angegeben.

Die kurzfristige Strompreiselastizität α ist in allen Ländern sehr niedrig und hat einen plausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. In fünf der zehn Länder ist sie signifikant. Damit hat in den USA, JPN, FIN, IRL und in ESP die kurzfristige Strompreiselastizität einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Der größte Einfluss besteht in der USA mit einem Wert von $-0,15$. Das heißt, würde man in der USA den Strompreis um 10% erhöhen, bewirkt dies eine Verringerung des Stromverbrauchs um 1,5%. Etwas niedriger liegen JPN, FIN und IRL mit Zahlenwerten zwischen

-0,08 und -0,1. Spanien liegt mit -0,04 nochmal deutlich unter den anderen signifikanten Strompreiselastizitäten. Laut Skriptum von Energiemodellen und Analysen (R. Haas, 2013, pp. 5-4) sind typische Werte für die Strompreiselastizität zwischen -0,3 bis -0,7. In der Auswertung ergeben sich allerdings deutlich niedrigere Werte. Das bedeutet eine sehr unelastische Nachfrage und könnte ein Hinweis auf geringe Substitutionsmöglichkeiten für die Elektrizität sein.

Bei den kurzfristigen Einkommenselastizitäten β haben neun Länder einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. Das korrigierte Modell für FRA lieferte einen unplausiblen negativen Einkommenswert. Durch den Zusammenhang zwischen kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten bei einem Koyck'schen Lag (Gleichung (4-10)) ergibt sich in weiterer Folge auch für das langfristige Einkommen ein unplausibler negativer Wert. Deshalb wurden sie aus der Tabelle entfernt. Die Zahlenwerte der restlichen neun Länder liegen bei 0,41 und niedriger, sie sind damit eher unelastisch. In JPN, IRL, ESP und ITA ist das kurzfristige Einkommen signifikant und hat somit einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Der höchste Einfluss des Einkommens besteht in ITA mit einem Wert von 0,41. Erhöht sich also das Einkommen in Italien um 1%, so erhöht sich der Stromverbrauch um 0,41%. Einen ähnlich hohen Elastizitätswert weist ESP mit 0,32 auf, liegt jedoch etwas unter jenem von ITA. Nochmals knapp niedriger ist die Elastizität in JPN bei einem Wert von 0,29. Deutlich unelastischer erweist sich die Einkommensnachfrage in IRL mit einem Wert von 0,08. Vergleicht man diese Ergebnisse wieder mit den vorgeschlagenen Werten für das Einkommen aus dem Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5), so liegen die erhaltenen Einkommenselastizitäten ebenfalls unterhalb des typischen Wertebereichs von 0,6 bis 1,4.

Der Lag Operator λ ist in allen Ländern signifikant und weist einen plausiblen positiven Zusammenhang zum Stromverbrauch auf. Alle Lag Werte liegen zwischen 0,65 und 0,98, woraus eine relativ schnelle Anpassung der Energienachfrage an den unterstellten langfristigen Gleichgewichtszustand abgeleitet werden kann. Allerdings sind Werte über 0,5 laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-10) als sehr kritisch anzusehen. Beim Koyck'schen Lag kann die Signifikanz zwischen kurz- und langfristigen Elastizitäten nicht unterschieden werden. Deshalb kann über die Relevanz der langfristigen Koeffizienten in Zusammenhang mit dem Stromverbrauch keine Aussage getroffen werden.

Die langfristigen Preiselastizitäten A besitzen in allen Ländern einen plausiblen negativen Zusammenhang. Im Vergleich zu den kurzfristigen α -Zahlen liegen die Werte für die langfristige Preiselastizität bei allen Ländern über jenen der kurzfristigen. Die USA, JPN, FIN und FRA liegen innerhalb des typischen Wertebereichs von -0,3 bis -0,7 wie im Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-4) angegeben. AUT und ITA liegen weiterhin deutlich unter diesem Bereich mit einem Wert von -0,04 für AUT und ITA. Trotzdem sind die langfristigen Preiselastizitäten mindestens doppelt so hoch als die kurzfristigen. Höher als AUT und ITA, aber immer noch unterhalb des vorgeschlagenen typischen Wertebereichs ergeben sich die langfristigen Elastizitäten für ESP mit -0,14 und DEU mit -0,25. Spaniens langfristiger Wert ist mehr als 3-mal höher als der kurzfristige und in DEU beträgt der Unterschied ungefähr das 10-fache. Innerhalb des Bereiches für die Preiselastizität ist JPN mit -0,34 um etwa 0,1 höher als das langfristige Ergebnis für DEU. Um mehr als das Doppelte in DEU ist die langfristige Elastizität für FIN größer, bei einem Zahlenwert von -0,56. Etwas darüber folgen FRA bei -0,62 und die USA bei -0,64. Eine Preiselastizität, welche ein wenig über den typischen Wertebereich liegt, betreffen IRL mit -0,77 und GRC mit -0,86. Griechenland weist den höchsten Langzeitwert aller Länder auf, welcher ungefähr das 17-fache von seinem Kurzzeitwert beträgt.

Die langfristigen Einkommenselastizitäten B sind ebenfalls alle deutlich höher als die kurzfristigen. Für alle Länder außer FRA, ergibt sich ein plausibler positiver Zusammenhang zwischen langfristiger Einkommenselastizität und Stromverbrauch. Deutlich unterhalb des typischen Wertebereiches von 0,6-1,4 aus dem Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5) befindet sich DEU bei 0,25. GRC und USA liegen leicht unterhalb bei 0,48 in GRC und 0,56 in der USA. Die restlichen sechs Länder liegen innerhalb des angegebenen Wertebereiches. IRL und FIN liegen eher beim unteren Grenzwert mit Werten von 0,64 für IRL und 0,67 für FIN. Nochmals etwas höher ist die langfristige Einkommenselastizität für AUT mit 0,90. ESP, ITA und JPN weisen Werte über 1,0 auf, wobei JPN das höchste Ergebnis bei 1,21 hat. Damit ist die Nachfrage in Japan sehr elastisch und ca. doppelt so hoch wie in der USA.

Das Güte Maß R^2 liegt in den meisten Ländern über 0,99 und ist somit sehr hoch. Das bedeutet, dass der Stromverbrauch zu 99% durch die beschreibenden Variablen wie Strompreis, Einkommen und Lag beschrieben werden kann. Weiters wird dadurch der unterstellte lineare Zusammenhang zwischen dem abhängigen Stromverbrauch und den unabhängigen beschreibenden Variablen eindeutig bestätigt. FIN und DEU liegen nur knapp unter den restlichen Ländern. Wobei der Wert in DEU am niedrigsten ist, aber immer noch sehr gut mit 96%.

Der F-Test bestätigt den eindeutigen Zusammenhang zwischen abhängiger und unabhängiger Variablen bei allen Ländern. Der F-Wert ist bei allen Ländern eindeutig unterschiedlich von der Zahl Null und die Ergebnisse daher nicht durch Zufall entstanden. DEU ist dabei auffällig niedriger mit einem Wert von 304,3 im Vergleich zu den anderen Ländern. Es ist jedoch absolut ausreichend, damit keinerlei Probleme bei den Aussagen über die Signifikanzen entstehen. Die restlichen Länder liegen bei F-Werten von über 970. Die F-Statistik bestätigt somit die hohen Werte beim Güte Maß R^2 .

Die Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz-Bayesian (SBC) bestätigen sich gegenseitig. Wobei die Werte nach dem SBC erwartungsgemäß generell etwas niedriger sind als jene des AIC. Beim AIC liegen die Modellbewertungen zwischen 82,13 in FIN und 105,38 in ITA. Daraus lässt sich ablesen, dass nach AIC bei ITA das beste Modellfit erreicht wurde. Das wird durch den höchsten Wert von 102,05 nach SBC bei ITA bestätigt. Das SBC bestätigt ebenfalls den niedrigsten Wert bei FIN mit 78,80.

Die letzte Prüfstatistik ist der Durbin-Watson Wert und ist ein Hinweis auf signifikante Autokorrelation. Bei allen Ländern ausgenommen in ESP, ist der Wert nahe genug bei 2,0 und daher liegt keine signifikante Autokorrelation vor. In ESP ist der Wert zwar etwas niedrig, da aber die serielle Korrelation vom Modell nicht signifikant ist müssen keine weiterführenden Maßnahmen getroffen werden.

Wie bereits vorhin erwähnt, waren GRC und FRA seriell korreliert und wurden deshalb mittels AR-Errors (Cochrane Orcutt) Methode korrigiert. Bei keinem der Länder wurde die Homoskedastizität verletzt, weshalb diesbezüglich keine Korrekturen notwendig waren.

Im nächsten Unterkapitel werden die Ergebnisse des Basismodells mittels ARDL-Schätzverfahren beleuchtet und analysiert.

5.1.2 ARDL

Die Ergebnisse vom Basismodell aus der ARDL-Auswertung sind in Tabelle 5-2 zusammengefasst. Im Unterschied zum Koyck'schen Lag wird hier mit verteilten individuellen Lags gearbeitet. Die Lag Ordnungen der Variablen sind unterhalb der Länderabkürzung in runden Klammern für das Jeweilige Land angegeben. Die erste Zahl entspricht dabei der Verzögerung des abhängigen Stromverbrauchs. Die hinteren zwei Zahlen sind die Lag Ordnungen der unabhängigen Variablen. Als zweite ist die Ordnung des Strompreises und als dritte Zahl ist die Lag Ordnung des Einkommens angegeben. FRA enthält als einziges Land eine Lag Ordnung die größer als eins ist. Der Koeffizient des Stromverbrauchs für FRA, mit einer Lag Ordnung größer eins, beträgt -0,34 mit dem zugehörigen t-Wert von -1,98. GRC, FIN und ITA sind seriell korreliert. Vergleicht man die ARDL-Ergebnisse dieser Länder mit den AR-Error (Cochrane Orcutt) korrigierten OLS-Modellen, lässt es den Schluss brauchbarer Werte in den ARDL-Modellen zu (Anhang A.3). Die Homoskedastizität ist in allen Ländern gegeben. Werte, die einen unplausiblen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch haben, wurden wieder aus der Tabelle entfernt. Der Trend ist in DEU zwar sehr klein, aber signifikant und wurde daher bei der Auswertung im Modell berücksichtigt. In der Tabelle 5-2 ist der Trend mit Θ bezeichnet. Die Konstante C ist für eine korrekte Modellierung nötig, enthält jedoch keine praktische Aussage. Extra zu erwähnen ist das ARDL-Modell von Österreich, da es durch seine Lag Struktur exakt dem OLS-Modell entspricht und die Ergebnisse daher gleich sind.

Tabelle 5-2: ARDL-Basismodellergebnisse für den Stromverbrauch der zehn ausgewählten Länder zwischen 1978-2017

	USA	JPN	AUT	FIN	GRC	DEU	IRL	FRA	ESP	ITA
	(1,0,1)	(1,1,1)	(1,0,0)	(1,0,1)	(1,1,1)	(1,0,1)	(1,1,0)	(2,0,0)	(1,0,1)	(1,0,1)
C	1,58 [2,31]	0,25 [1,22]	-0,21 [-0,65]	0,43 [3,13]	0,24 [0,69]	2,89 [4,83]	0,44 [5,00]	0,60 [1,73]	-0,07 [-0,24]	-0,65 [-2,32]
α	-0,12 [-2,52]	-0,26 [-3,53]	-0,01 [-0,34]	-0,05 [-1,24]	-0,13 [-2,19]	-0,09 [-4,75]	-0,21 [-4,30]	-0,03 [-0,99]	-0,04 [-2,46]	-0,01 [-0,28]
β	0,50 [3,60]	0,53 [2,84]	0,24 [1,70]	0,35 [2,72]	0,32 [3,56]	0,46 [3,70]	0,08 [2,83]	0,01 [0,10]	0,59 [5,11]	0,78 [6,07]
ECM(-1)	-0,15 [-1,77]	-0,12 [-2,82]	-0,27 [-1,90]	-0,10 [-1,53]	-0,02 [-0,95]	-0,20 [-2,83]	-0,12 [-3,09]	-0,09 [-0,90]	-0,15 [-1,89]	-0,20 [-2,58]
A	-0,79 [-2,45]	-0,57 [-1,88]	-0,04 [-0,32]	-0,54 [-1,70]	-0,80 [-0,39]	-0,45 [-2,62]	-0,76 [-2,78]	-0,39 [-0,94]	-0,28 [-1,28]	-0,04 [-0,27]
B	0,42 [1,85]	1,03 [4,26]	0,90 [12,69]	0,48 [1,13]	-	-	0,65 [12,53]	0,13 [0,11]	1,05 [9,58]	1,23 [12,19]
Θ	-	-	-	-	-	0,005 [4,25]	-	-	-	-
R²	0,995	0,996	0,994	0,991	0,997	0,980	0,998	0,991	0,998	0,997
F-Test	1589,7	1485,9	1985,2	953,9	2621,5	328,9	3606,2	846,3	3593,3	2833,9
AIC	99,79	100,24	101,34	83,90	95,83	106,00	92,53	83,99	96,53	110,62
SBC	95,63	95,25	98,01	79,74	90,84	101,40	88,37	79,97	92,37	106,46
DW	2,34	2,43	2,03	2,63	2,60	2,49	1,96	2,01	2,05	2,58

Die Lag Ordnung ist in runden Klammern unterhalb der Länderabkürzung angegeben. Die t-Werte für die Signifikanz sind in eckigen Klammern unterhalb des jeweiligen Koeffizienten dokumentiert.

Die kurzfristige Preiselastizität α weist in allen Ländern einen plausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Ob ein Land einen signifikanten kurzfristigen Strompreis hat oder nicht, deckt sich abgesehen von FIN, GRC und DEU mit den Ergebnissen der OLS-Auswertung. Die kurzfristige Elastizität in FIN ist in der ARDL-Methode nicht signifikant, im OLS-Modell jedoch schon. Umgekehrtes gilt für GRC und DEU. In sechs Ländern (USA, JPN, GRC, DEU, IRL und ESP) ist der kurzfristige Strompreis im ARDL-Modell signifikant. Auch in diesem Modell sind alle signifikanten Strompreiselastizitäten niedrig und liegen unterhalb des angegebenen typischen Wertebereichs von -0,3 bis -0,7. Den höchsten signifikanten Wert weist JPN mit -0,26 auf.

Alle kurzfristigen Einkommenselastizitäten β weisen einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Im Gegensatz zum OLS-Modell ergibt sich für FRA ein plausibler Zusammenhang. Betrachtet man die Signifikanzen, so decken sie sich in fünf Ländern (JPN, AUT, IRL, ESP und ITA) mit jenen aus der OLS-Auswertung. Allgemein haben beim ARDL-Modell die Einkommenselastizitäten von acht Ländern einen Einfluss auf den Stromverbrauch und damit doppelt so viele wie in den OLS-Ergebnissen. Bis auf ITA liegen alle signifikanten kurzfristigen Elastizitäten für das Einkommen unterhalb des angegebenen typischen Wertebereichs von 0,6-1,4. ITA erreicht einen Wert von 0,78 und ist damit auch gleichzeitig jenes Land mit dem größten kurzfristigen Einfluss auf den Stromverbrauch. Auffällig niedrig ist der Wert in IRL mit 0,08, während sich die restlichen signifikanten Länder alle zwischen 0,32 in GRC und 0,59 in ESP bewegen.

Der ECM(-1) Wert ist der Koeffizient des Fehlerkorrekturmodells und gibt die Anpassungsgeschwindigkeit an. Anders als bei den OLS-Ergebnissen sollen die ECM(-1) Werte negativ sein, was auch in allen Ländern der Fall ist. Ein weiterer Unterschied zum OLS-Modell betrifft die Signifikanz. Beim OLS-Modell waren alle Lag Koeffizienten signifikant, während dies in der ARDL-Auswertung lediglich auf JPN, DEU, IRL und ITA zutrifft. Die Koyck'schen Lag Werte aus dem OLS-Verfahren sind allerdings alle über 0,5 und damit kritisch zu sehen.

Die langfristigen Strompreiselastizitäten A sind in allen Ländern negativ und damit so weit plausibel. In der USA, DEU und IRL zeigt der Strompreis sowohl kurzfristig als auch langfristig einen Einfluss auf den Stromverbrauch. In den restlichen sieben Ländern ergibt sich der langfristige Strompreis als nicht signifikant. Für JPN, GRC und ESP sind die kurzfristigen Elastizitäten signifikant, die langfristigen jedoch nicht. Das bedeutet, Veränderungen des Strompreises wirken sich kurzfristig auf den Stromverbrauch aus, langfristige Veränderungen des Preises aber nicht. In AUT, FIN, FRA und ITA zeigt sich weder kurzfristig noch langfristig ein Einfluss des Strompreises auf den Verbrauch. Die signifikanten Elastizitäten von USA und IRL liegen mit -0,79 in der USA und -0,76 in IRL etwas über dem angegebenen typischen Wertebereich von -0,3 bis -0,7. DEU liegt innerhalb des im Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-4) angegebenen Wertebereichs für die Strompreiselastizität mit -0,45.

Die Ergebnisse für das langfristige Einkommen B sind in acht Ländern plausibel, abgesehen von GRC und DEU. In diesen beiden Ländern ergibt sich ein negativer Zusammenhang und die Werte wurden deshalb entfernt. Im Gegensatz zum OLS-Modell für FRA ist bei der ARDL-Auswertung das Ergebnis für das langfristige Einkommen plausibel. In fünf Ländern (JPN, AUT, IRL, ESP und ITA) erweist sich B als signifikant. Für JPN, IRL, ESP und ITA ist sowohl das kurzfristige als auch das langfristige Einkommen signifikant. Das bedeutet, sowohl eine kurzfristige Einkommensveränderung als auch eine langfristige Einkommensveränderung haben einen Einfluss auf den Stromverbrauch. In der USA und FIN bewirkt nur eine kurzfristige Einkommensveränderung eine Veränderung des Stromverbrauchverhaltens, das langfristige Einkommen jedoch nicht. Umgekehrt verhält es sich in AUT und in FRA, dort hat weder das

kurzfristige noch das langfristige Einkommen einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Alle Werte für die signifikanten langfristigen Einkommen liegen innerhalb des angegebenen typischen Wertebereiches von 0,6 bis 1,4. Am niedrigsten bei den signifikanten Ergebnissen ist IRL mit 0,65, gefolgt von AUT mit einem Wert von 0,90. JPN und ESP liegen beide im Bereich von 1,0 und ITA nochmals etwas darüber bei 1,23. Damit sind JPN, ESP und ITA als sehr elastisch in Bezug auf die Verbrauchsnachfrage einzustufen.

Das Bestimmtheitsmaß R^2 ist für alle zehn Länder sehr hoch. Das heißt in allen Ländern enthält das ARDL-Basismodell einen großen Erklärungsgehalt zwischen abhängiger und unabhängigen Variablen. Die Bestimmtheitsmaße bei den ARDL-Auswertungen im Vergleich zum OLS-Basismodell sind mindestens gleich hoch bzw. höher. Da das beste ARDL-Modell für AUT jenem von dem OLS-Schätzverfahren entspricht, ist auch das Bestimmtheitsmaß genau gleich bei 0,994. Alle anderen Länder haben einen geringfügig höheren Wert beim ARDL-Modell als beim OLS-Modell. Bis auf DEU liegen alle Länder in einem Bereich von 0,99%. Wie auch beim OLS-Verfahren, ist beim ARDL-Schätzverfahren DEU jenes Land mit dem niedrigsten Bestimmtheitsmaß mit 0,98.

Der F-Test ergibt für alle Länder eine Zahl, die deutlich unterschiedlich von Null ist und bestätigt damit die hohen Ergebnisse beim R^2 . Der F-Wert von DEU ist wie beim OLS-Modell am niedrigsten von allen Ländern und bekräftigt den etwas niedrigeren R^2 - Wert beim ARDL-Modell in DEU.

Die Informationskriterien nach Akaike und Schwarz-Bayesian weisen gleich hohe in AUT bzw. höhere Werte beim ARDL-Modell als beim OLS-Modell auf. Das ist auf die verteilten Lags im ARDL-Modell zurückzuführen. Auch hier ergänzen sich die Werte von AIC und SBC, wobei jene vom SBC wieder etwas niedriger sind als jene vom AIC. Gleich wie in der OLS-Auswertung ergibt sich für ITA das beste Modellfit mit dem höchsten Wert von 110,62 nach AIC und 106,46 nach SBC. Auch das Land mit dem ungünstigsten Modellfit im Vergleich deckt sich mit jenem aus den OLS-Ergebnissen, nämlich FIN. Für das Kriterium nach AIC liegt FIN bei 83,90 und nach dem SBC bei 79,74.

Der Durbin-Watson Wert ist in FIN, GRC und ITA etwas erhöht und weist damit auf serielle Korrelation in diesen Ländern hin. Wie bereits erwähnt, lässt der Vergleich mit den AR-Error (Cochrane Orcutt) korrigierten OLS-Modellen für diese Länder, auf brauchbare Werte im ARDL-Modell schließen. Die restlichen sieben Länder zeigen Werte nahe bei 2,0 und sind somit nicht autokorreliert.

5.1.3 Vergleich von OLS- und ARDL-Schätzverfahren beim Basismodell

Der Vergleich von OLS- und ARDL-Verfahren gibt Aufschluss inwiefern die Modelle gleiche Aussagen zulassen. Durch die Visualisierung aller implementierten Koeffizienten in Abbildung 5-1 und Abbildung 5-2 gewinnt man einen anschaulichen Überblick. Auffällige Unterschiede zwischen OLS- und ARDL-Koeffizienten werden dabei analysiert.

Beim Basismodell (BM) mittels OLS-Verfahren waren GRC und FRA seriell korreliert und wurden mit der AR-Errors (Cochrane Orcutt) Methode korrigiert. Bei den ARDL-Modellen war GRC ebenfalls seriell korreliert und zusätzlich die Länder FIN und ITA. Nach dem Vergleich der ARDL-Ergebnisse dieser Länder (GRC, FIN, FRA) mit den korrigierten OLS-Modellen wurde der Schluss verwendbarer ARDL-Ergebnisse gezogen. FRA ist bei den ARDL-Ergebnissen nicht mehr seriell korreliert, im Gegensatz zur OLS-Auswertung. Bei allen zehn Ländern und in beiden Schätzverfahren wurde die Homoskedastizität nicht verletzt. Dahingehend mussten also keine Korrekturen vorgenommen werden.

Bei den ARDL-Ergebnissen ist der Trend nur in DEU signifikant und wurde daher im Modell berücksichtigt. In der Abbildung 5-2 ist der Trend wie in der tabellarischen ARDL-Auswertung mit Θ bezeichnet.

In der Abbildung 5-1 sind die Ergebnis Koeffizienten der OLS-Methode für das Basismodell grafisch dargestellt. Auf der Abszisse sind die betrachteten Länder mit allen im Modell implementierten Koeffizienten aufgetragen. Dabei handelt es sich um die kurzfristige Strompreiselastizität α , die kurzfristige Einkommenselastizität β , den Koeffizienten vom Koyck'schen Lag λ und den langfristigen Elastizitäten für den Strompreis A und das Einkommen B. Auf der Ordinate ist der Zahlenwert für die Höhe der Koeffizienten aufgetragen. Dieser Zahlenwert gibt das Ausmaß der Veränderung des Stromverbrauchs an, wenn der jeweilige Koeffizient verändert wird. Die Werte aller Elastizitäten bewegen sich in einem Bereich zwischen -1,0 und +1,5.

In der Abbildung 5-2 sind die Ergebnis Koeffizienten der ARDL-Methode für das Basismodell dargestellt. Auf der Abszisse sind wieder die betrachteten Länder mit allen implementierten Koeffizienten zu sehen. Zusätzlich ist die Lag Ordnung für jedes Land oberhalb der Länderabkürzung angegeben. Die erste Zahl ist dabei wieder die Lag Ordnung vom untersuchten Stromverbrauch. Die zweite Zahl die Lag Ordnung vom Strompreis und die dritte Zahl des Einkommens. Der Koeffizient aus dem Error Correction Model (ECM(-1)) soll definitionsgemäß einen negativen Wert aufweisen im Gegensatz zu λ . Der Trend Θ in DEU ist in grau dargestellt. Auf der Ordinate ist wieder der Zahlenwert der Elastizitäten angegeben. Wie beim OLS-Basismodell bewegen sich beim ARDL-Modell alle implementierten Koeffizienten zwischen -1,0 und +1,5.

Vergleicht man die Lag Ordnungen der einzelnen Länder in der ARDL-Auswertung, so sticht FRA etwas hervor. FRA ist das einzige Land, welches eine Lag Ordnung größer als eins für das beste Modell besitzt. Der Strompreis weist in drei Ländern einen Lag auf, diese sind JPN, GRC und IRL. Für das Einkommen ergibt sich ein ganz anderes Bild, hier ist in sieben Ländern ein Lag implementiert. Lediglich für AUT, IRL und FRA ist kein Einkommenslag im Modell vorgesehen.

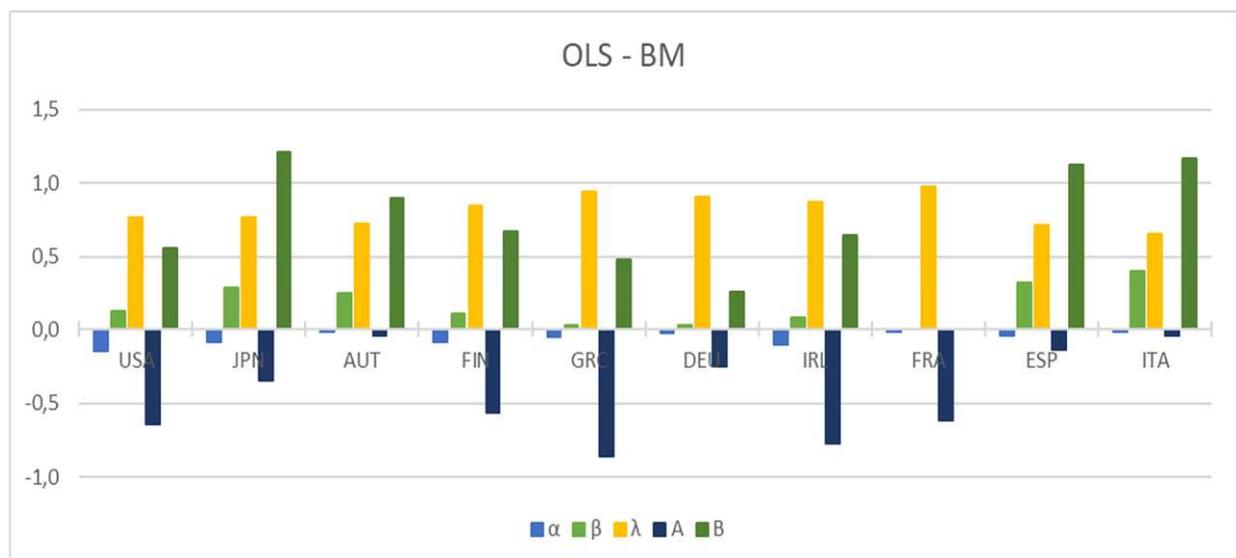


Abbildung 5-1: OLS-Koeffizienten des Basismodells der zehn ausgewählten Länder. α ...kurzfristige Preiselastizität, β ...kurzfristige Einkommenselastizität, λ ...Koyck'sche Lag Koeffizient, A...langfristige Strompreiselastizität, B...langfristige Einkommenselastizität

Die Modellqualität, Signifikanz und Parameterspezifische Definitionen wurden bereits für beide Schätzverfahren analysiert und diskutiert. Anhand der Abbildung 5-1 und Abbildung 5-2 sollen nun die

Wertebereiche der Koeffizienten verglichen werden, um eventuelle Gemeinsamkeiten oder auffällige Unterschiede zwischen den Verfahren festzustellen. Der Trend Θ ist in der Abbildung 5-2 bei DEU nur schwer erkennbar, da der Zahlenwert mit 0,005 sehr niedrig ist.

Vergleicht man also die kurzfristigen Preiselastizitäten α vom OLS- und ARDL-Modell z.B. für die USA, so ist nur eine Differenz von $3 \cdot 10^{-2}$ zwischen OLS- und ARDL-Wert für α feststellbar. Allgemein lässt sich bei den Ländern ohne Lag beim Strompreis im ARDL-Modell, eine sehr gute Übereinstimmung mit den OLS-Werten erkennen. Das betrifft die USA, AUT, FIN, DEU, FRA, ESP und ITA. Die größte Differenz zwischen den OLS- und ARDL-Ergebnissen bei den Ländern ohne Strompreis Lag, ist in DEU mit $7 \cdot 10^{-2}$ auszumachen. Bei der ohnehin sehr geringen Differenz in DEU könnte der berücksichtigte Trend im ARDL-Modell eine Rolle spielen. Die nächstkleinere Differenz beträgt ca. die Hälfte von DEU mit $4 \cdot 10^{-2}$ in FIN. Diese Werteunterschiede bei Ländern ohne Lag sind sehr gering und bestätigen das Ergebnis des OLS-Schätzverfahrens. Bei den Ländern mit einem Lag beim Strompreis, liegen die ARDL-Werte generell etwas höher als im OLS-Modell. Betroffen sind JPN, GRC und IRL, wobei die größte Differenz $18 \cdot 10^{-2}$ in JPN beträgt. Die geringste Abweichung bei den Ländern mit Lag ist mit $8 \cdot 10^{-2}$ in GRC feststellbar. Dieser Wert liegt über jenem von DEU. Damit ist der Einfluss eines Lags beim Strompreis gegenüber keinem Lag eindeutig ersichtlich. Der Lag beim Strompreis im ARDL-Modell bewirkt eine Erhöhung der kurzfristigen Strompreiselastizität.

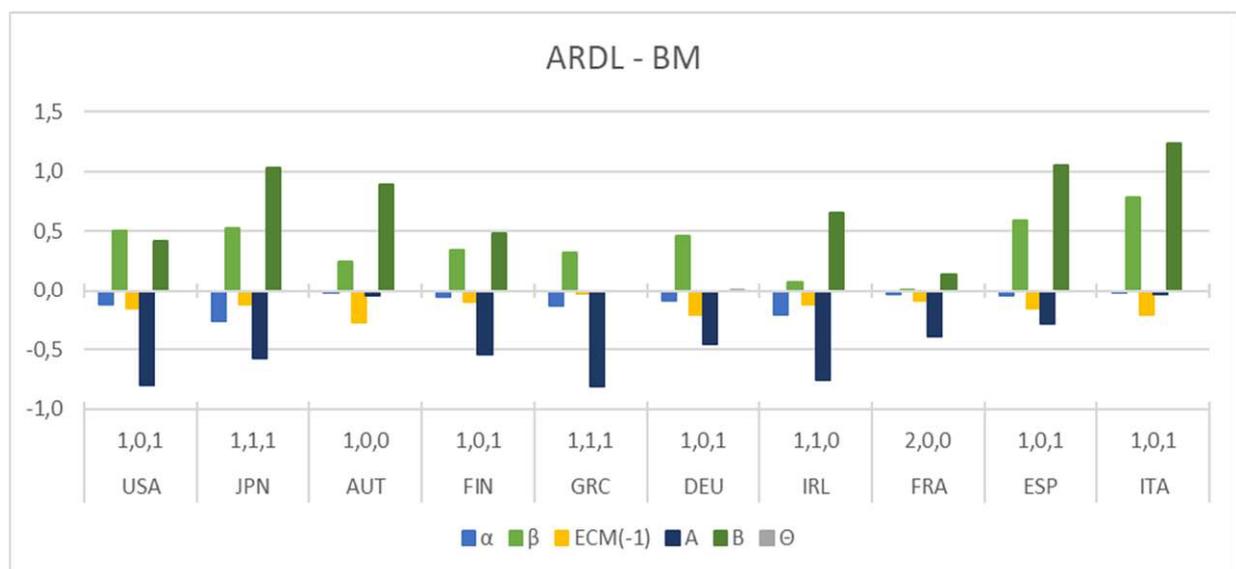


Abbildung 5-2: ARDL-Koeffizienten des Basismodells der zehn ausgewählten Länder. α ...kurzfristige Preiselastizität, β ...kurzfristige Einkommenselastizität, ECM(-1)...ECM Koeffizient, A...langfristige Strompreiselastizität, B...langfristige Einkommenselastizität, Θ ...Trend

Vergleicht man die kurzfristigen Einkommenselastizitäten β vom OLS- und ARDL-Modell, lässt sich wieder zwischen Ländern mit Lag und ohne Lag im ARDL-Modell ein Unterschied erkennen. Die Länder ohne einen Lag beim Einkommen sind AUT, IRL und FRA. FRA hat bei der OLS-Auswertung keinen plausiblen Wert geliefert, weshalb in Abbildung 5-1 bei FRA kein Balken für β vorhanden ist. Die Einkommenselastizität in AUT ist im OLS- und ARDL-Modell exakt gleich, aufgrund der Lag Struktur von AUT beim ARDL-Verfahren. Damit beträgt die Differenz zwischen OLS- und ARDL-Modellergebnis in AUT also null. Die Abweichung in IRL für das kurzfristige Einkommen ist so gering, dass es in den Ergebnistabellen Tabelle 5-1 für die OLS Auswertung und Tabelle 5-2 für die ARDL Auswertung keinen Unterschied ausmacht. Die restlichen Länder mit Lag beim ARDL-Modell weisen alle höhere Ergebnisse beim ARDL-Modell auf. Diese Länder sind die sieben Länder USA, JPN, FIN, GRC, DEU, ESP und ITA. Die höchste Differenz zwischen OLS- und ARDL-Modell mit Lag beim Einkommen tritt in DEU auf und

beträgt $44 * 10^{-2}$. Wie bei der Analyse der kurzfristigen Strompreiselastizitäten ohne Lag. Das bekräftigt die These über einen zusätzlich erkennbaren Einfluss vom Trend in DEU. Die nächstgeringere Abweichung beträgt hier allerdings $37 * 10^{-2}$ in ITA und ist damit nur wenig kleiner als in DEU. Die geringste Abweichung zwischen OLS- und ARDL-Modell mit Lag beim Einkommen weist JPN mit $24 * 10^{-2}$ auf. Daraus lässt sich die Aussage treffen, dass ein Lag beim Einkommen im ARDL-Modell eine Erhöhung der kurzfristigen Einkommenselastizität bewirkt.

Bei den langfristigen Preiselastizitäten A, lassen sich bei der Mehrheit der Länder große Ähnlichkeiten zwischen OLS- und ARDL-Methode feststellen. Die augenscheinlich auffälligsten Elastizitätsunterschiede sind jene von JPN, DEU und FRA. Die Differenz zwischen dem jeweiligen OLS- und ARDL-Ergebnis dieser Länder bewegen sich in einem Bereich von 0,2 bis 0,23 in absoluten Zahlen. Damit sind diese Abweichungen als eher geringfügig einzustufen und könnten mit den Anpassungsparametern $ECM(-1)$ und λ zusammenhängen. OLS- und ARDL-Modell bestätigen gegenseitig ganz gut die Gültigkeit der Ergebnisse.

Der Vergleich von den langfristigen Einkommenselastizitäten B zwischen OLS- und ARDL-Modell zeigt wie bei den langfristigen Preiselastizitäten eine hohe Übereinstimmung. Die Ergebnisse für die Mehrheit der Länder sind gleich bzw. der Wert im ARDL-Modell geringfügig kleiner. Die höchste Differenz zwischen OLS- und ARDL-Verfahren ist in FIN mit $19 * 10^{-2}$ erkennbar. Beim OLS-Modell in FRA hat sich kein plausibler Wert ergeben, weshalb nur ein Balken im ARDL-Modell bei FRA zu sehen ist. Umgekehrt verhält es sich in GRC und DEU bei denen sich im ARDL-Verfahren ein unplausibler Zusammenhang ergeben hat, im OLS-Modell jedoch nicht. Deshalb sind bei der Abbildung 5-2 für die ARDL-Ergebnisse keine Balken für B bei GRC und DEU abgebildet.

Zusammenfassend stellt man fest, dass die Auswertung mittels OLS-Methode oder die ARDL-Methode beim Basismodell weitgehend gleiche Schlüsse zulassen. Vorhandene Abweichungen bei den Koeffizienten zwischen OLS- und ARDL-Methode sind in absoluten Zahlen eher gering bzw. ganz vernachlässigbar. Abweichungen zwischen den OLS- und ARDL-Koeffizienten sind bei den kurzfristigen Strompreis- bzw. Einkommenselastizitäten erkennbar. Diese sind auf die unterschiedlichen Ausführungen des Lags bei OLS und ARDL zurückzuführen. Sowohl bei Strompreis als auch beim Einkommen bewirkt ein Lag im ARDL-Modell einen höheren Elastizitätswert im ARDL-Ergebnis als beim OLS-Ergebnis. Die langfristigen Koeffizienten unterscheiden sich zwischen OLS- und ARDL-Methode nur sehr geringfügig. Es können also bei den langfristigen Strompreiselastizitäten und Einkommenselastizitäten nur sehr kleine vernachlässigbare Unterschiede erkannt werden. Ein signifikanter Trend beim ARDL-Modell hat einen bemerkbaren, aber eher untergeordneten Einfluss im Vergleich zum Lag.

5.2 Modell mit Heizgradtagen

Das vorige Basismodell (BM) wird nun um die Heizgradtage (HGT) als beschreibende Variable erweitert. Das Modell enthält also jetzt neben Strompreis, Einkommen und einer zeitlichen Verzögerung als unabhängige Parameter noch zusätzlich die Heizgradtage um den Stromverbrauch zu beschreiben. In der Ergebnistabelle ist der Koeffizient für die kurzfristigen Heizgradtage mit Ω bezeichnet und der Koeffizient für die langfristigen Heizgradtage mit O . Der betrachtete Zeitraum bleibt dabei gleich, also von 1978 bis 2017 und die betrachteten Länder ebenfalls.

5.2.1 OLS

Die Ergebnisse der OLS-Auswertung mit dem zusätzlichen beschreibenden Parameter sind in Tabelle 5-3 aufgeführt. Die zeitliche Verzögerung beim Stromverbrauch wird wieder mit der Länge eins implementiert und ist damit einem Jahr entsprechend. Werte, die einen unplausiblen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch aufweisen, wurden aus den Ergebnissen entfernt. Langfristige Ergebnisse die zwar formal einen korrekten Zusammenhang mit dem Stromverbrauch ergeben, aber in der Realität nicht erreichbar sind werden in der Tabelle mit einem Stern (*) gekennzeichnet. Die Konstante C ist wieder der Vollständigkeit halber angegeben, besitzt aber für diese Ausarbeitung keinen praktisch verwertbaren Informationsgehalt.

Im erweiterten OLS-Modell mit den HGT war GRC wieder seriell korreliert, wie auch im Basismodell. Die Korrektur für GRC wurde mit derselben Methode wie beim Basismodell durchgeführt. Diese ist laut Microfit Help die AR-Errors (Cochrane Orcutt) Methode (Bahram Pesaran, 2009, pp. 465-467). Im Vergleich zum OLS-Basismodell ist FRA nach der Einbeziehung des HGT-Faktors nicht mehr seriell korreliert. Die Homoskedastizität wurde in keinem der Länder verletzt und mussten dahingehend nicht korrigiert werden.

Tabelle 5-3: OLS-Ergebnisse vom Basismodell mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch der zehn ausgewählten Länder zwischen 1978-2017

	USA	JPN	AUT	FIN	GRC	DEU	IRL	FRA	ESP	ITA
C	1,94 [2,27]	-0,52 [-1,14]	-2,05 [-4,35]	-1,75 [-2,18]	0,20 [0,22]	-0,66 [-1,29]	0,19 [0,34]	-1,64 [-3,39]	-0,09 [-0,16]	-0,93 [-1,63]
α	-0,15 [-2,91]	-0,06 [-1,63]	-0,03 [-1,18]	-0,11 [-2,63]	-0,05 [-0,83]	-0,03 [-1,56]	-0,10 [-4,87]	-0,03 [-1,32]	-0,05 [-2,23]	-0,02 [-0,46]
β	0,14 [1,87]	0,32 [5,22]	0,25 [2,22]	0,19 [2,61]	0,03 [0,36]	0,04 [0,90]	0,09 [2,86]	0,07 [0,88]	0,30 [3,11]	0,41 [4,63]
λ	0,76 [8,37]	0,77 [20,97]	0,77 [6,76]	0,80 [13,08]	0,94 [23,02]	0,94 [12,13]	0,87 [20,99]	0,93 [15,12]	0,72 [9,22]	0,65 [8,29]
Ω	0,04 [0,59]	0,05 [1,53]	0,21 [4,66]	0,24 [2,88]	0,01 [0,20]	0,11 [2,49]	0,04 [0,51]	0,22 [4,70]	-	-
A	-0,63	-0,26	-0,14	-0,54	-0,82	-0,43	-0,82	-0,52	-0,16	-0,04
B	0,59	1,36	1,08	0,97	0,54	0,63	0,67	1,05	1,10	1,17
O	0,16	0,21	0,92	1,23	0,23	1,74*	0,29	3,29*	-	-
R²	0,993	0,994	0,996	0,992	0,995	0,969	0,997	0,995	0,997	0,996
F-Test	1263,4	1323,0	2374,2	1029,6	1394,3	263,8	3105,7	1642,9	2743,2	2055,1
AIC	95,34	94,08	109,96	85,38	83,09	98,38	89,63	96,62	91,28	104,38
SBC	91,18	89,92	105,80	81,22	78,10	94,23	85,47	92,46	87,12	100,22
DW	1,87	2,13	1,69	2,00	1,96	2,02	1,81	1,94	1,55	1,98

Die t-Werte für die Signifikanz sind in Klammer unterhalb der Koeffizienten angegeben.

Alle Länder weisen bei der kurzfristigen Strompreiselastizität α einen plausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Für die USA, FIN, IRL und ESP haben die kurzfristigen Strompreise einen signifikanten Einfluss auf die Nachfrage. In JPN, AUT, GRC, DEU, FRA und ITA weist der Strompreis keinen Einfluss auf den Stromverbrauch auf. Vergleicht man das mit dem OLS-Basismodell, so hat sich die Signifikanz in JPN verändert. Im OLS-Basismodell für JPN ergibt sich ein signifikanter Koeffizient für den Strompreis, im erweiterten Modell nicht. Die signifikanten Werte sind

alle sehr niedrig und liegen in einem Bereich von -0,05 in ESP bis zu -0,15 in der USA. ESP ist also die niedrigste Strompreiselastizität die einen Einfluss auf den Stromverbrauch aufweist und die USA die höchste. Spanien weist einen auffällig niedrigen signifikanten Wert im Vergleich zu den anderen signifikanten Elastizitäten auf. Generell sind die kurzfristigen Strompreiskoeffizienten von USA, FIN, IRL und ESP im Vergleich zum OLS-Basismodell nur marginal höher. Nimmt man wieder den typischen Wertebereich laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-4) von -0,3 bis -0,7 für die Strompreiselastizität her, so liegen ausnahmslos alle Länder unterhalb dieses Wertebereiches. Das ist auch beim OLS-Basismodell der Fall.

Die kurzfristige Einkommenselastizität β weist in jedem betrachteten Land einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Im Vergleich mit dem OLS-Basismodell, indem FRA keinen plausiblen Zusammenhang aufzeigt, ist das im erweiterten Modell für FRA anders. Nach der Implementierung der HGT, ergibt sich für das kurzfristige Einkommen in FRA auch ein plausibler Wert. In sechs Ländern zeigt sich aus der Auswertung ein signifikanter Einfluss auf den Stromverbrauch. Diese sind JPN, AUT, FIN, IRL, ESP und ITA. Dem entsprechend weisen die Länder USA, GRC, DEU und FRA keinen signifikanten Einfluss auf die Stromnachfrage auf. Durch die Einbeziehung der HGT haben sich die Signifikanzen in AUT und FIN verändert. Im OLS-Basismodell zeigt sich für diese beiden Länder keine Signifikanz, im erweiterten OLS-Modell aber sehr wohl. Die Beträge der kurzfristigen Einkommenselastizitäten sind durchgehend niedrig. Dasselbe Verhalten findet sich auch im OLS-Basismodell wieder. Von den signifikanten Einkommenselastizitäten ist IRL am niedrigsten mit 0,09 und ITA am höchsten mit 0,41. Der kleine Wert bei IRL ist etwas auffällig, der nächsthöhere signifikante Einkommenswert weist FIN mit 0,19 auf. Der Vergleich der signifikanten Einkommenselastizitäten mit dem OLS-Basismodell, zeigt wie beim Strompreis nur minimale Abweichungen. Der typische Wertebereich für das kurzfristige Einkommen liegt laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5) zwischen 0,6 bis 1,4. Wie beim Strompreis, sind auch bei dem kurzfristigen Einkommen alle Werte unterhalb des spezifischen Bereiches. Da sich die Einkommenselastizitäten zwischen Basismodell und erweitertem Modell in den Zahlenwerten kaum unterscheiden, lässt sich diese Aussage auch von den β -Werten im Basismodell ableiten.

Der Koyck'sche Lag λ hat in allen Ländern ein positives Vorzeichen und ist so weit plausibel. Wäre das Vorzeichen negativ, so wäre die Kausalität verletzt. Dann hätte ein Parameter aus der Zukunft dessen Wert noch unbekannt ist, bereits in der Gegenwart einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Dies widerspricht dem bekannten Kausalitätsgesetz aus der klassischen Physik. In dem ist festgelegt, dass die Ursache immer vor der Auswirkung stattfindet. In allen Ländern ist der Lag in Tabelle 5-3 signifikant, das ist im OLS-Basismodell genauso. Eine weitere Gemeinsamkeit mit dem Basismodell sind die hohen Beträge, die sich bei der Auswertung ergeben. Die Abweichungen zwischen Basismodellwert und Ergebnis im erweiterten Modell, sind wie schon beim Strompreis und beim Einkommen vernachlässigbar gering. Daraus ergibt sich auch derselbe Schluss wie im OLS-Basismodell. Alle Lag Werte liegen über 0,5 und sind damit laut Skriptum (Bahram Pesaran, 2009, pp. 5-10) als kritisch zu sehen. Der niedrigste Lag Wert ist in ITA bei 0,65 und der höchste Wert tritt in GRC mit 0,94 auf. Diese hohen Werte würden eine extrem schnelle Anpassung an das langfristige Gleichgewicht bedeuten. Um das besser zu verstehen: Der Wert 1,0 steht für eine augenblickliche Anpassung des Stromverhaltens so bald eine z.B. Preisänderung auftritt.

Die kurzfristigen Heizgradtage Ω weisen in acht Ländern einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Das bedeutet muss man in einem Jahr mehr Tage heizen als in einem anderen, so sollte in diesem Jahr auch der Stromverbrauch erhöht sein. Die definierten

Grenztemperaturen ab wann ein Tag als Heizgradtag zählt, wurde bereits in 2.3.4 Heizgradtage beschrieben. Für ESP und ITA hat sich ein unplausibler Zusammenhang mit dem Stromverbrauch gezeigt und die Werte wurden daher aus den Ergebnissen entfernt. Ein unplausibler negativer Zusammenhang zwischen HGT und Stromverbrauch würde einen geringeren Stromverbrauch bei gleichzeitig niedrigen Temperaturen bedeuten. Das heißt obwohl es vergleichsweise kalt ist, wird weniger Strom verbraucht anstatt mehr. Für vier von acht Ländern, in denen der Faktor HGT plausibel ist, zeigt sich eine Signifikanz. Die Länder mit signifikantem Einfluss auf den Stromverbrauch sind AUT, FIN, DEU und FRA. Im Kontext mit den definierten Klimazonen (ZAMG, 2006), sind die Länder mit Schneeklima und kühlem Sommer bzw. mit warmgemäßigtem Klima und warme Sommer signifikant. Das einzige Land, das mit seiner gesamten Fläche ebenfalls diese Klimazonen erfüllt, ist IRL. IRL weist jedoch keinen Einfluss von den HGT auf das Stromverbrauchsverhalten auf. Wenn man die Veränderung der HGT zwischen 1978 und 2017 aus dem Kapitel mit den Basisdaten (Abbildung 3-12) genauer ansieht, könnte das eine Erklärung dafür liefern. Anhand der beschriebenen prozentualen Änderungsraten für jedes Land erkennt man, dass IRL die geringste Veränderung von allen betrachteten Ländern aufweist. Die Anzahl an HGT in IRL hat sich also von allen betrachteten Ländern am wenigsten geändert zwischen 1978 und 2017. Anhand dessen verwundert es nicht, dass die HGT in IRL keinen signifikanten Einfluss auf den Stromverbrauch ausüben. Daran anschließend weisen die Länder USA, JPN, GRC und IRL keinen signifikanten Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Für diese Länder sind die Beträge der HGT-Elastizität sehr klein. Die Elastizitätswerte der nicht signifikanten Länder liegen zwischen 0,01 in GRC und 0,05 in JPN. GRC ist also das Land mit der niedrigsten Elastizität und JPN mit der höchsten Elastizität, die aber keinen Einfluss auf den Stromverbrauch aufweisen. Bei den signifikanten Ländern sind die Beträge des HGT-Faktors zwar höher, aber immer noch sehr niedrig und damit unelastisch. Den niedrigsten signifikanten Wert zeigt DEU mit 0,11 und den höchsten FIN mit 0,24. Das heißt die Veränderung der HGT wirkt sich eher geringfügig auf das Nachfrageverhalten beim Stromverbrauch aus. Vergleicht man bei jedem Land die signifikanten Elastizitäten untereinander, fällt FIN auf. FIN ist das einzige Land bei dem der Einfluss von den Heizgradtagen höher als der von Strompreis und Einkommen ist. In keinem anderen betrachteten Land, bei dem neben der HGT Elastizität noch weitere Elastizitäten signifikant sind, ist das in der erweiterten OLS-Auswertung der Fall. Durch die starke Diversifikation im Klimabereich sind pauschale Aussagen zu einem typischen Wertebereich nicht sinnvoll.

Die plausiblen langfristigen Strompreiselastizitäten A für alle Länder, resultieren aus den plausiblen kurzfristigen Ergebnissen in Kombination mit dem Koyck Lag für alle Länder. Wie beim OLS-Basismodell sind die Beträge bei den langfristigen Strompreiselastizitäten in allen Ländern höher als die kurzfristigen Elastizitäten. Vergleicht man die langfristigen A-Ergebnisse vom OLS-Basismodell mit dem erweiterten Modell, so ergeben sich nur minimale Abweichungen. Die größte Abweichung ist in DEU zu erkennen mit einer Differenz von 0,18 zwischen Basismodell und dem erweiterten Modell. Auffällig niedrig ist wieder ITA mit -0,04 für den langfristigen Strompreis wie auch schon beim Basismodell. Die nächstgrößeren Strompreiselastizitäten sind in aufsteigender Reihenfolge AUT, ESP und JPN. JPN liegt mit einem Wert von -0,26 noch unterhalb des typischen Wertebereiches von -0,3 bis -0,7. Die USA, FIN, DEU und FRA erfüllen diesen jedoch recht gut. Etwas erhöhte Zahlen betreffen die restlichen Länder IRL und GRC mit -0,82 für beide Länder.

Die langfristigen Einkommenselastizitäten B weisen in allen betrachteten Ländern einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Im OLS-Basismodell ist der Wert für FRA beim langfristigen Einkommen unplausibel, beim um die HGT erweiterten Modell nicht mehr. Die langfristigen B-Werte liegen alle über den kurzfristigen β -Beträgen. Das ist bereits im Basismodell für

die langfristigen Einkommen aufgefallen. Im Vergleich zum typischen Wertebereich zwischen 0,6 und 1,4 erfüllen diesen acht von den zehn betrachteten Ländern. Nur die USA und GRC liegen knapp unterhalb mit einem Wert von 0,54 für GRC und 0,59 für die USA. Von den restlichen acht Ländern ist das Ergebnis in JPN wie im Basismodell sehr elastisch bei 1,36. Die restlichen Länder innerhalb des Wertebereiches sind bei aufsteigender Reihenfolge der Ergebnisse DEU, IRL, FIN, FRA, AUT, ESP, ITA und wie schon erwähnt JPN. Durch die Einbeziehung der HGT im Modell hat sich der Einfluss vom langfristigen Einkommen in DEU mehr als verdoppelt. Ohne HGT liegt der B-Wert für DEU bei 0,25 und mit den HGT bei 0,63. Die aufsteigende Reihenfolge nach Betrag ist fast identisch mit dem Basismodell. Die langfristigen Einkommenselastizitäten im erweiterten Modell sind in acht Ländern höher als die B-Werte aus dem Basismodell, ausgenommen ESP und ITA.

Die langfristigen Heizgradtage O sind in acht Ländern plausibel. Sie weisen einen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. In ESP und ITA ist der kurzfristige HGT Wert unplausibel und in weiterer Folge auch der langfristige. Deshalb wurde der O -Wert für ESP und ITA entfernt. Wie bereits beim Strompreis und beim Einkommen sind auch hier die Beträge der langfristigen Elastizitäten höher als die kurzfristigen Werte. Auffällig ist auch die Aufspaltung der Länder in unelastische Werte für die USA, JPN, GRC und IRL und in sehr elastische O -Werte in AUT, FIN, DEU und FRA. Die Beträge der unelastischen Länder liegen zwischen 0,16 in der USA bis zu 0,29 in IRL. Die Beträge der restlichen vier Länder liegen zwischen 0,92 in AUT und 3,29 in FRA. Diese hohen Werte sind sehr kritisch zu betrachten und werden mit der ARDL-Methode überprüft. Generell sollte der Faktor von langfristigen HGT in dieser Modellvariante hinterfragt werden und mit den Ergebnissen in der ARDL-Auswertung verglichen werden. Logisch betrachtet dürfte eigentlich kein Zusammenhang bestehen, soll aber noch mittels ARDL-Auswertung überprüft werden.

Die Bestimmtheitsmaße R^2 sind in allen Ländern sehr hoch und liegen mit Ausnahme von DEU im 99%-gen Bereich. DEU liegt etwas niedriger, aber immer noch bei sehr hohen 96,9%. Bei allen Ländern bestätigt sich also der unterstellte lineare Zusammenhang. Bei einem zusätzlich sehr hohen Erklärungsgehalt zwischen Strompreis, Einkommen, zeitlicher Verzögerung und HGT und dem Stromverbrauch als zu beschreibende abhängige Variable. Durch die Erweiterung mit dem HGT-Faktor ergeben sich mindestens gleich hohe bzw. höhere R^2 Werte als im Basismodell. In Ländern in denen das Bestimmtheitsmaß gleich bleibt deutet es darauf hin, dass der HGT-Parameter hier keine zusätzliche Beschreibungskraft aufweist. Das deckt sich mit den entweder ungültigen oder nicht signifikanten Ergebnissen für Ω . Nur in JPN sind die HGT nicht signifikant, hat aber einen sehr geringfügig höheren R^2 Wert als im Basismodell.

Die F-Statistik ist in allen Ländern deutlich unterschiedlich zu Null und bestätigt damit den Zusammenhang zwischen den unabhängigen Variablen und der abhängigen Variable. Das stimmt auch mit den hohen Werten bei den Bestimmtheitsmaßen überein. Ebenso spiegelt sich der niedrigere R^2 -Wert für DEU in der F-Statistik wieder. Mit 263,8 fällt er für DEU deutlich niedriger aus als in den anderen Ländern. Die restlichen Länder haben F-Werte zwischen 1000 und 3200.

Die Informationskriterien AIC und SBC bestätigen sich gegenseitig bei ihren Bewertungen. Beide Kriterien bewerten AUT mit dem besten Modellfit und GRC mit dem schlechtesten von allen betrachteten Ländern. Dies ist unterschiedlich zu der Bewertung im Basismodell. Dort wurde ITA am besten bewertet und FIN mit dem schlechtesten Modellfit. Der Wertebereich für AIC und SBC liegt beim erweiterten Modell im hohen 70er bis knapp zum 110er Bereich. Die Bewertungen des SBC liegen natürlich wieder etwas niedriger als beim AIC. Nach dem AIC ist für die USA, GRC, IRL, ESP und ITA das

Basismodell dem erweiterten Modell vorzuziehen. Dementsprechend für JPN, AUT, FIN, DEU und FRA ist das allgemeine Modellfit im erweiterten Modell besser. Das SBC bestätigt diese Bewertung in allen Ländern ausgenommen JPN. Bei JPN ist das Basismodell die bessere Wahl, wenn man nach dem strengeren SBC geht.

Bei den Durbin-Watson Werten liegen alle Länder in einem akzeptablen Rahmen und weisen in keinem Land auf Autokorrelation hin. Die Werte in ESP und AUT sind zwar eher an der unteren Grenze angesiedelt, haben aber bei der Auswertung keine signifikante serielle Korrelation gezeigt. Daher mussten keine weiteren Maßnahmen deswegen getroffen werden.

Im nächsten Unterkapitel wird, das um die Heizgradtage erweiterte Modell mit der ARDL-Methode untersucht. Annahmen die im erweiterten OLS-Modell formuliert wurden, können sich dadurch entweder verstärken oder abgeschwächt werden.

5.2.2 ARDL

Die Ergebnisse für das ARDL-Modell mit dem zusätzlichen beschreibenden Faktor der HGT sind in Tabelle 5-4 dokumentiert. Die Lag Ordnung für die beste Modellvariante ist wieder in runden Klammern unterhalb der Länderabkürzungen angegeben. Die erste Zahl steht wieder für den Stromverbrauch, die zweite für den Strompreis, die dritte für das Einkommen und die vierte für die Lag Ordnung der Heizgradtage. Bei allen Ländern treten Lag Ordnungen von maximal eins auf, so auch in FRA welches im ARDL-Basismodell eine Lag Ordnung von zwei beim Stromverbrauch enthält. ITA weist serielle Korrelation auf. Daher wurde es mit dem AR-Error (Cochrane Orcutt) korrigierten OLS-Modell von ITA (Anhang A.3) verglichen und in Folge bei den Ergebnissen mit einbezogen. ITA war bereits im ARDL-Basismodell seriell korreliert. GRC und FIN sind nach der Erweiterung des Modells mit den HGT nicht mehr seriell korreliert. In AUT war die Homoskedastizität verletzt und wurde daher mittels gleichgewichteten Newey-West-Schätzer korrigiert. Unplausible Ergebnisse im Zusammenhang mit dem Stromverbrauch wurden aus der Tabelle entfernt. Wie vorher werden die langfristigen in der Realität unerreichbaren Werte mit einem Stern gekennzeichnet. Wie bei der ARDL-Basisauswertung, ist auch nach der Erweiterung des Modells der Trend in DEU signifikant und muss daher berücksichtigt werden. Außer in DEU ist noch der Trend in JPN und FIN nach der Einbeziehung der HGT signifikant. Auch hier sind die Beträge des Trends in allen drei Ländern extrem niedrig und in der Tabelle 5-4 mit \emptyset bezeichnet.

Tabelle 5-4: ARDL-Ergebnisse vom Basismodell mit Heizgradtagen für den Stromverbrauch der zehn ausgewählten Länder zwischen 1978-2017

	USA	JPN	AUT	FIN	GRC	DEU	IRL	FRA	ESP	ITA
	(1,0,1,0)	(1,1,0,0)	(1,0,1,0)	(1,0,1,0)	(1,0,1,0)	(1,0,1,0)	(1,1,0,1)	(1,1,1,1)	(1,0,1,0)	(1,0,1,0)
C	1,31 [1,64]	0,39 [0,94]	-2,13 [-4,08]	-0,96 [-1,18]	0,05 [0,08]	1,55 [2,53]	1,69 [2,66]	-0,23 [-0,60]	0,11 [0,21]	-1,04 [-2,14]
α	-0,12 [-2,57]	-0,32 [-4,86]	-0,03 [-1,30]	-0,18 [-2,94]	-0,03 [-0,86]	-0,09 [-5,80]	-0,19 [-4,35]	-0,10 [-2,11]	-0,04 [-2,44]	-0,001 [-0,03]
β	0,52 [3,64]	0,34 [4,42]	0,53 [2,58]	0,41 [3,60]	0,36 [4,05]	0,52 [4,89]	0,06 [2,49]	0,57 [5,03]	0,58 [4,77]	0,82 [6,10]
Ω	0,04 [0,69]	0,08 [2,90]	0,22 [4,92]	0,26 [3,48]	0,04 [0,75]	0,11 [3,86]	0,03 [0,49]	0,24 [9,55]	-	0,04 [0,99]
ECM(-1)	-0,16 [-1,85]	-0,39 [-4,69]	-0,17 [-1,58]	-0,25 [-3,32]	-0,01 [-0,28]	-0,16 [-2,61]	-0,12 [-3,40]	-0,02 [-0,66]	-0,15 [-1,83]	-0,19 [-2,38]
A	-0,77 [-2,57]	-0,36 [-4,79]	-0,15 [-0,73]	-0,69 [-5,54]	-4,22* [-0,24]	-0,59 [-2,53]	-0,59 [-2,57]	-	-0,30 [-1,25]	-0,00 [-0,03]
B	0,48 [2,35]	0,86 [8,99]	1,15 [8,50]	0,37 [1,50]	-	-	0,53 [6,22]	-	1,03 [7,81]	1,30 [8,80]
O	0,26 [0,68]	0,19 [2,95]	1,30 [1,47]	1,02 [2,73]	5,99* [0,24]	0,72 [2,00]	-	2,37* [0,62]	-	0,22 [0,86]
Θ	-	0,003 [3,12]	-	0,005 [2,18]	-	0,004 [4,86]	-	-	-	-
R²	0,995	0,996	0,997	0,994	0,997	0,987	0,998	0,999	0,998	0,997
F-Test	1252,1	1489,1	2157,4	894,4	2419,2	392,0	2894,4	3445,5	2804,7	2265,9
AIC	99,07	103,42	112,02	89,68	94,26	112,84	95,32	120,70	95,63	110,19
SBC	94,08	97,60	107,03	83,85	89,27	107,02	89,50	114,05	90,64	105,20
DW	2,29	2,24	1,92	2,14	2,51	2,28	2,22	2,13	2,09	2,59

Die Lag Ordnung ist in runden Klammern unterhalb der Länderabkürzung angegeben. Die t-Werte für die Signifikanz sind in eckigen Klammern unterhalb des jeweiligen Koeffizienten dokumentiert.

Durch die Einbeziehung der HGT hat sich die Lag Ordnung der ersten drei Zahlen (Stromverbrauch, Strompreis, Einkommen) in vier Ländern geändert. Das betrifft JPN, AUT, GRC und FRA, wobei sich die Lag Struktur in FRA komplett verändert hat. Von einer Verteilung im Basismodell von (2,0,0) zu einer Verteilung im erweiterten Modell entsprechend von (1,1,1). Umgelegt bedeutet das, im Basismodell ist der Stromverbrauch mit einer zeitlichen Verzögerung von zwei als zusätzliche Variable implementiert. In dem erweiterten ARDL-Modell sind der Stromverbrauch, der Strompreis und das Einkommen mit einer zeitlichen Verzögerung von eins zusätzlich implementiert. Bei JPN und AUT hat sich die Lag Ordnung des Einkommens verändert und in GRC jene des Strompreises. In JPN und GRC sind die Parameter im Basismodell mit einem Lag versehen und im erweiterten ARDL-Modell nicht mehr. In AUT verhält es sich umgekehrt, im Basismodell hat der Einkommensparameter keine zusätzliche zeitliche Verzögerung im erweiterten Modell jedoch schon. Der HGT-Faktor ist in IRL und FRA mit einem Lag versehen und in den restlichen acht Ländern nicht. Das würde für die These sprechen, dass die HGT eigentlich keinen langfristigen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch aufweisen.

Die kurzfristigen Strompreiselastizitäten α haben in allen Ländern einen negativen Zusammenhang und sind damit plausibel. In sieben Ländern (USA, JPN, FIN, DEU, IRL, FRA und ESP) ist der Strompreis signifikant und hat kurzfristigen Einfluss auf den Stromverbrauch. In AUT, GRC und ITA hat der Strompreis keinen signifikanten Einfluss auf den Stromverbrauch. Die α -Werte sind alle sehr niedrig, nur JPN erfüllt knapp den typischen Wertebereich laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-4). Dieser liegt zwischen -0,3 und -0,7, wobei JPN einen Wert von -0,32 aufweist. Von den signifikanten Länderwerten ist DEU, FRA und ESP auffallend niedrig, weisen jedoch auch im Basismodell sehr niedrige Werte auf. Verglichen mit dem ARDL-Basismodell haben sich die Signifikanzen für FIN, GRC und FRA verändert. Im ARDL-Basismodell sind die kurzfristigen Strompreise für FIN und FRA nicht signifikant, durch die Erweiterung mit den HGT schon. In GRC verhält es sich umgekehrt, da ist die kurzfristige Strompreiselastizität im Basismodell signifikant und im erweiterten nicht mehr.

Die kurzfristigen Einkommenselastizitäten β sind in allen Ländern signifikant und plausibel. Bis auf ITA sind die Beträge wieder eher niedrig einzustufen. Im Vergleich mit dem typischen Wertebereich für das Einkommen von 0,6 - 1,4 liegt nur ITA innerhalb davon mit einem Wert von 0,82. Der Betrag in IRL ist auffällig niedrig mit 0,06, das war aber auch beim ARDL-Basismodell der Fall. Die restlichen Länder USA, JPN, AUT, FIN, GRC, DEU, FRA und ESP liegen alle in einem Bereich von 0,34 in JPN und 0,58 in ESP. Im ARDL-Basismodell von AUT und FRA war das kurzfristige Einkommen nicht signifikant, mit der HGT Erweiterung des Modells jedoch schon. Vergleicht man die Signifikanz der β -Koeffizienten mit dem erweiterten OLS-Modell, decken sie sich für sechs der zehn plausiblen Werte. Das liegt daran, dass bei den Ergebnissen des erweiterten OLS-Modells JPN, AUT, FIN und FRA nicht signifikant sind. Bei der erweiterten ARDL-Auswertung zeigen aber alle Länder einen Einfluss auf den Stromverbrauch.

Die kurzfristige Heizgradtagelastizität Ω ist in neun von den zehn Ländern plausibel und mit einem positiven Zusammenhang versehen. In ESP hat sich ein unplausibler negativer Wert ergeben und daher aus den Ergebnissen entfernt worden. In den fünf Ländern JPN, AUT, FIN, DEU und FRA ist der Einfluss der HGT signifikant. In den restlichen vier Ländern USA, GRC, IRL und ITA erweisen sich die HGT als nicht signifikant. Die Länder ohne signifikanten HGT Einfluss weisen alle sehr niedrige Elastizitätswerte unter 0,05 auf. Die signifikanten Länder (JPN, AUT, FIN, DEU und FRA) liegen alle zwischen 0,08 in JPN und 0,26 in FIN. Im Vergleich zum OLS-Modell mit HGT unterscheidet sich die Signifikanz nur in JPN. Im erweiterten OLS-Modell ist JPN nicht signifikant bei der ARDL-Auswertung schon. ITA hat im erweiterten OLS-Modell einen unplausiblen Wert und kann daher nicht mit der Signifikanz vom ARDL-Wert verglichen werden. Bei der USA, AUT, FIN, GRC, DEU, IRL und FRA decken sich die Aussagen von OLS- und ARDL-Modell, ob die HGT in einem Land einen Einfluss auf den Stromverbrauch haben oder nicht. Der auffällig hohe Ω Wert in der erweiterten OLS-Auswertung für FIN, bestätigt sich mit der ARDL-Methode. Auch bei den ARDL-Ergebnissen für FIN ist der kurzfristige HGT Koeffizient höher als jener vom Strompreis α . Im ARDL-Modell ist aber der Einkommenswert noch höher als der Strompreis und die HGT. Damit ist das kurzfristige Einkommen im erweiterten ARDL-Modell am einflussreichsten bezüglich der Nachfrage und im erweiterten OLS-Modell sind es die kurzfristigen Heizgradtage.

Der Anpassungskoeffizient $ECM(-1)$ weist in jedem Land den nötigen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Signifikant ist er in JPN, FIN, DEU, IRL und ITA und weist Beträge im Bereich zwischen -0,11 und -0,4 auf. Bei den nicht signifikanten Ländern, sprich USA, AUT, GRC, FRA und ESP liegen die Werte alle unter -0,18. Verglichen mit dem ARDL-Basismodell, hat die Einbeziehung der HGT die Signifikanz in FIN verändert. Im ARDL-Basismodell war der $ECM(-1)$ Wert in FIN nicht signifikant, mit der Erweiterung schon. Im Vergleich mit dem erweiterten OLS-Modell ergibt sich das gleiche Bild wie schon beim Vergleich von den OLS- und ARDL-Basismodellen. Im erweiterten OLS-Basismodell sind

alle Lag Koeffizienten ebenfalls signifikant, jedoch aufgrund der hohen Anpassungsgeschwindigkeiten alle als kritisch einzustufen. Der ECM(-1) Wert gibt die Anpassungsgeschwindigkeit an das langfristige Gleichgewicht beim ARDL-Verfahren an.

Die langfristige Strompreiselastizität A ist in neun Ländern plausibel, nur in FRA ergibt sich ein unplausibler positiver Zusammenhang. In fünf Ländern ist der langfristige Strompreis signifikant, diese sind USA, JPN, FIN, DEU und IRL. In den restlichen vier Ländern (AUT, GRC, ESP und ITA) ergibt sich kein langfristiger Einfluss vom Strompreis auf den Verbrauch. Bei allen Koeffizienten, die plausibel sind, liegen die langfristigen Zahlenwerte über den kurzfristigen Strompreiselastizitäten. Das war bereits bei vorigen Modellergebnissen zu beobachten. Die Beträge der nicht signifikanten Länder liegen zwischen null in ITA und -4,22 in GRC. Die signifikanten Werte sind da wesentlich realistischer und erfüllen recht gut den typischen Wertebereich zwischen -0,3 und -0,7. JPN liegt am unteren Grenzwert bei -0,36 und DEU mit IRL darüber bei -0,59. FIN liegt an der oberen Grenze mit -0,69 und die USA leicht darüber mit -0,77. Vergleicht man die langfristigen Strompreiselastizitäten vom ARDL-Basismodell und dem erweiterten Modell, fällt zuerst FRA auf. Im Basismodell lieferte das Ergebnis für FRA einen plausiblen Wert und nach der Erweiterung mit dem HGT-Faktor nicht mehr. Außerdem hat sich die Signifikanz in JPN und FIN verändert. Durch die Einbeziehung der HGT sind die langfristigen Strompreise in JPN und FIN signifikant und im ARDL-Basismodell nicht. Bei den restlichen Ländern USA, AUT, GRC, DEU, IRL, ESP und ITA sind diesbezüglich keine Veränderungen aufgetreten.

Die langfristige Einkommenselastizität B weist in sieben Ländern (USA, JPN, AUT, FIN, IRL, ESP und ITA) einen plausiblen positiven Wert auf. In GRC, DEU und FRA ist das nicht der Fall. Ausgenommen FIN sind alle langfristigen Einkommen signifikant und haben einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Der einzige nicht signifikante Wert in FIN ist am niedrigsten bei 0,37. Unterhalb des typischen Wertebereiches von 0,6 bis 1,4 liegen die USA und IRL mit Beträgen von 0,48 in der USA und 0,53 in IRL. Die restlichen Länder liegen innerhalb dieses Bereiches. In aufsteigender Reihenfolge ergibt sich JPN bei 0,86, ESP, AUT und ITA mit 1,30. Im Vergleich zum ARDL-Basismodell weist neben GRC und DEU nach der Erweiterung mit den HGT auch FRA ein unplausibles Ergebnis für den B-Koeffizienten auf. Die Signifikanz hat sich in der USA verändert, von nicht signifikant im ARDL-Basismodell zu signifikant im erweiterten Modell. Die größte Abweichung zwischen den B-Beträgen von ARDL-Basismodell und erweitertem Modell, tritt in AUT mit einer Differenz von 0,25 auf. Die Beträge der langfristigen Einkommen, übersteigen in fünf Ländern die der kurzfristigen und in der USA und in FIN ist das Gegenteil der Fall.

Die langfristigen Heizgradtage O weisen in acht Ländern (USA, JPN, AUT, FIN, GRC, DEU, FRA und ITA) einen positiven und damit plausiblen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Die Ergebnisse von IRL und ESP wurden wegen unplausibler Werte aus der Tabelle entfernt. Lediglich in drei Ländern, nämlich JPN, FIN und DEU ergeben sich signifikante langfristige Werte. Für die USA, AUT, GRC, FRA und ITA ergibt sich kein Einfluss auf den Stromverbrauch. Beim erweiterten OLS-Modell wurde bereits die Frage aufgeworfen, inwiefern ein langfristiger Zusammenhang zwischen HGT mit dem Stromverbrauch logisch ist. Die ARDL-Ergebnisse für den O-Wert unterstützen die These, dass ein Zusammenhang nicht logisch ist. Auch die Lag Ordnungen beim erweiterten ARDL-Modell bekräftigen das zusätzlich. Die Lag Ordnung für die HGT ist als vierte Zahl angegeben. Bei acht der zehn Länder wurde für den Faktor der HGT kein Lag im Modell implementiert. Die Beträge im erweiterten ARDL-Modell variieren stark und umfassen einen Bereich von 0,19 in JPN und ungläubwürdigen 5,99 in GRC.

Das Güte Maß R^2 ist außer in DEU im 99% Bereich und damit sehr hoch. In DEU erreicht das erweiterte ARDL-Modell hohe 98,7%. Das R^2 in DEU ist auch im ARDL-Basismodell am niedrigsten und beim erweiterten OLS-Modell ebenfalls. Daraus ergibt sich wieder für alle Länder ein linearer Zusammenhang zwischen den Variablen mit einem hohen Erklärungsgehalt. Verglichen mit den erweiterten OLS-Modellen, sind die Maße bei den erweiterten ARDL-Modellen bei allen Ländern geringfügig höher. Bis auf GRC trifft das auch im Vergleich mit dem ARDL-Basismodell zu. Bei GRC ist der R^2 -Wert im ARDL-Basismodell unwesentlich höher als im erweiterten Modell.

Der F-Test ergibt für alle Länder einen signifikanten Unterschied zu Null und bestätigt so die hohen R^2 -Werte. Passend zum niedrigeren R^2 -Wert in DEU ist auch der F-Test am niedrigsten im Vergleich. Der F-Wert für DEU liegt bei 392,0.

Die Informationskriterien AIC und SBC weisen beide FRA als das Land, mit dem besten Modellfit bei den HGT erweiterten ARDL-Modellen aus. Übereinstimmend weist FIN das schlechteste Modellfit von allen betrachteten Ländern auf. Die Bewertungen der Länder bewegen sich im Bereich ab 80 bis knapp über 120 für AIC und SBC. Verglichen mit den erweiterten OLS-Modellwerten liegen die Bewertungen des erweiterten ARDL-Modells bei allen Ländern höher. Da die Zahlen hier möglichst hoch sein sollen, ergibt es bessere Modelle bei der ARDL-Methode. Wie bereits beim Basismodell erwähnt, liegt das an den verteilten Lags die beim ARDL-Verfahren benutzt werden. Nach dem AIC ist für die USA, GRC, ESP und ITA das Basismodell besser und für JPN, AUT, FIN, DEU, IRL und FRA ist das Modell mit HGT die bessere Wahl. Das Kriterium nach Schwarz-Bayesian bestätigt diese Bewertung.

Die Durbin-Watson (DW) Werte liegen bei acht Ländern in einem absolut akzeptablen Bereich um den Wert 2,0. In GRC und ITA ist der Wert etwas erhöht und weist auf Autokorrelation im Modell hin. ITA wurde bereits im Vorfeld wegen der seriellen Korrelation überprüft, daher ist der leicht erhöhte DW-Wert nachvollziehbar. In GRC ist der DW-Wert zwar erhöht, weist aber keine signifikante serielle Korrelation auf. Damit müssen keine korrigierenden Maßnahmen in GRC getroffen werden.

5.2.3 Vergleich von OLS- und ARDL-Schätzverfahren beim erweiterten Modell

Durch die Erweiterung des Basismodells mit den HGT (BM+HGT) konnten bereits neue Erkenntnisse gewonnen werden. Mit einem erneuten Vergleich von OLS- und ARDL-Verfahren, können Beobachtungen aus dem Vergleich der OLS- und ARDL-Basismodelle bestärkt oder abgeschwächt werden. Um die Grafiken nicht zu überladen und damit unübersichtlich zu machen, sind die kurzfristigen und langfristigen Koeffizienten diesmal in getrennten Abbildungen dargestellt. In Abbildung 5-3 und Abbildung 5-4 sind die kurzfristigen Koeffizienten und der Lag aus den OLS- und ARDL-Ergebnissen visualisiert. In der Abbildung 5-5 und Abbildung 5-6 sind die Ergebnisse von den langfristigen OLS- und ARDL-Koeffizienten dargestellt. Gekennzeichnete Schätzungen die keine plausiblen Ergebnisse geliefert haben wurden im folgenden Vergleich nicht einbezogen.

Beim erweiterten OLS-Modell war GRC seriell korreliert und wurde mittels AR-Error (Cochrane Orcutt) Methode korrigiert. Beim erweiterten ARDL-Modell ist ITA seriell korreliert und wurde mit dem AR-Error korrigierten OLS-Ergebnissen auf Brauchbarkeit verglichen. Außerdem verletzte AUT die Homoskedastizität bei der ARDL-Auswertung und wurde mittels gleichgewichteten Newey-West-Schätzer korrigiert.

In der ARDL-Auswertung mit den HGT ist der Trend in JPN, FIN und DEU signifikant und wurde daher im Modell berücksichtigt. Der Trend ist in den Abbildungen wie bei den tabellarischen Ergebnissen mit Θ bezeichnet.

In Abbildung 5-3 sind die Ergebnisse der kurzfristigen Koeffizienten und der Koyck Lag vom OLS-Modell mit den HGT abgebildet. Auf der horizontalen x-Achse sind alle betrachteten Länder mit der kurzfristigen Strompreiselastizität α , der kurzfristigen Einkommenselastizität β , der kurzfristigen Heizgradtagelastizität Ω und dem Koyck Lag λ aufgetragen. Auf der vertikalen y-Achse ist die Höhe der Zahlenwerte der Koeffizienten aufgetragen. Die Skalierung bewegt sich von -0,4 bis 1,0. Die Höhe des Zahlenwertes entspricht dem Ausmaß der Veränderung beim Stromverbrauch, wenn der jeweilige Koeffizient verändert wird.

Die Abbildung 5-4 zeigt die kurzfristigen Koeffizienten, den Trend und den Anpassungskoeffizienten, den das Fehlerkorrekturmodell von der ARDL-Auswertung liefert. Auf der Abszisse sind wieder alle betrachteten Länder mit den erwähnten Koeffizienten aufgetragen. Oberhalb der Länderabkürzung ist die Lag Ordnung in der Reihenfolge von Stromverbrauch, Strompreis, Einkommen und den HGT angegeben. Auf der Ordinate ist wieder das Ausmaß des Einflusses auf den Stromverbrauch aufgetragen. Der Skalenbereich liegt zwischen -0,6 und 1,0. Da die ECM(-1) Werte negativ sind, im Gegensatz zu den λ Koeffizienten reicht die Skala in Abbildung 5-4 im negativen Bereich etwas weiter als in Abbildung 5-3.

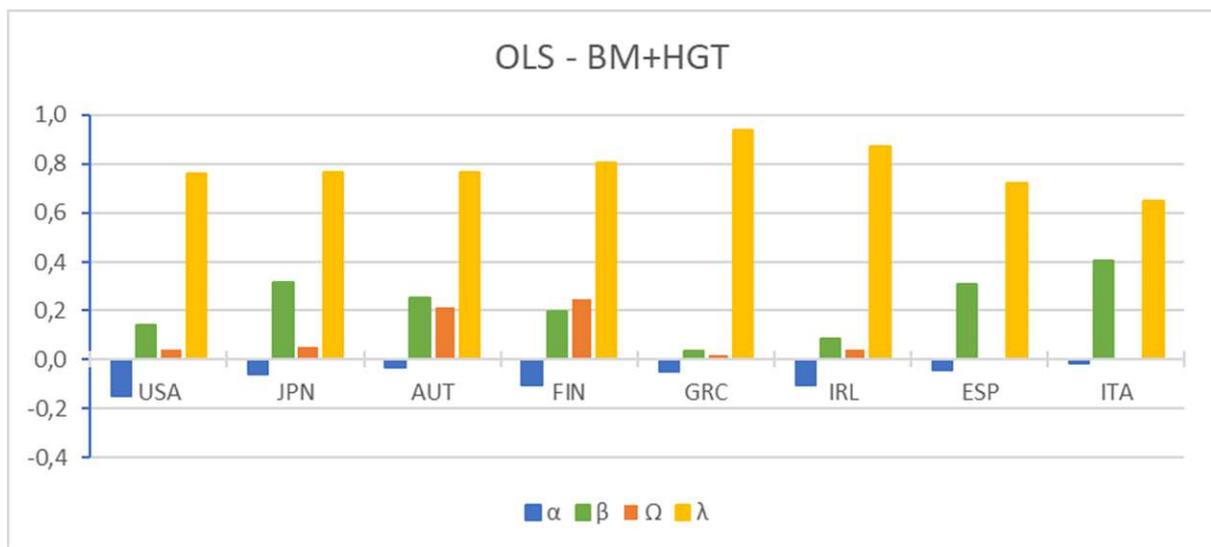


Abbildung 5-3: Lag und die kurzfristigen OLS- Koeffizienten des Basismodells mit Heizgradtagen der ausgewählten Länder. α ...kurzfristige Preiselastizität, β ...kurzfristige Einkommenselastizität, Ω ...kurzfristige Heizgradtagelastizität, λ ...Koyck'sche Lag Koeffizient

Durch den grafischen Vergleich der erweiterten Modelle von OLS- und ARDL-Methode, sollen wieder auffällige Unterschiede identifiziert und analysiert werden. Erkenntnisse, die beim Vergleich der Basismodelle gewonnen werden konnten, verfestigen sich entweder dadurch oder müssen in Frage gestellt werden. Zuerst werden die kurzfristigen Parameter aus der OLS-Auswertung in Abbildung 5-3 mit den kurzfristigen aus den ARDL-Ergebnissen in Abbildung 5-4 verglichen.

Anschließend werden die langfristigen Strompreiselastizitäten A, Einkommenselastizitäten B und Heizgradtagelastizitäten O aus den erweiterten OLS- (Abbildung 5-5) und ARDL- (Abbildung 5-6) Modellen gegenübergestellt.

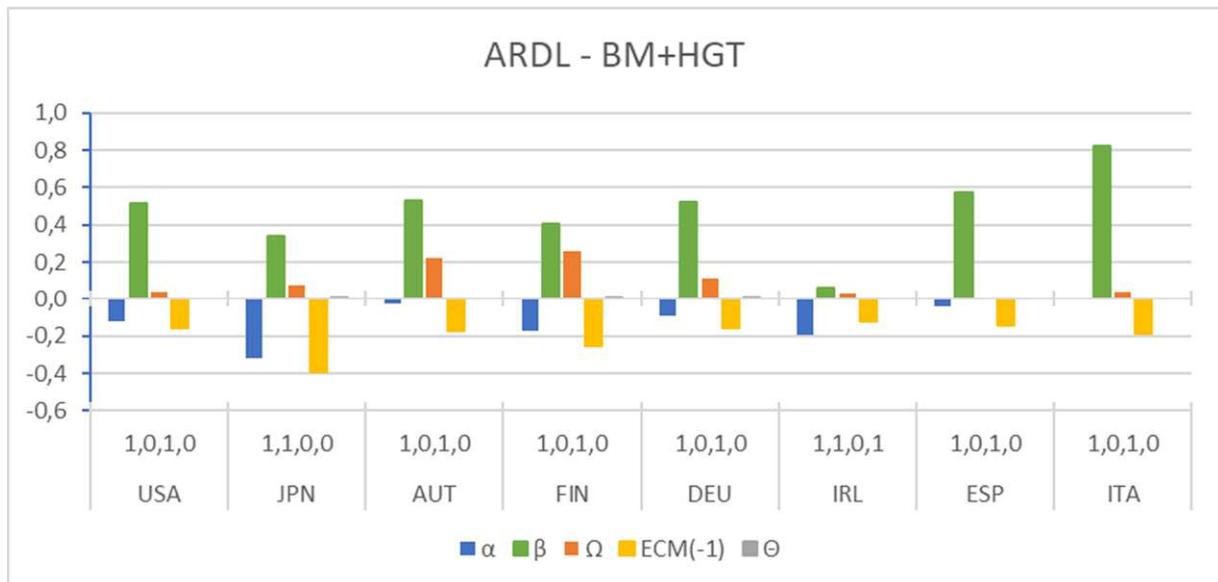


Abbildung 5-4: Lag und die kurzfristigen ARDL-Koeffizienten des Basismodells mit Heizgradtagen der ausgewählten Länder. α ...kurzfristige Preiselastizität, β ...kurzfristige Einkommenselastizität, Ω ...kurzfristige Heizgradtagelastizität, ECM(-1)...ECM Koeffizient, Θ ...Trend

Beim Vergleich der kurzfristigen Strompreiselastizitäten α fallen vor allem JPN und IRL auf. Das Land FIN ist ebenfalls mit augenscheinlich etwas höheren Abweichungen zwischen OLS- und ARDL-Ergebnis behaftet. Wobei die Beträge dieser α -Koeffizienten von der ARDL-Auswertung alle höher sind als jene der OLS-Auswertung. Die restlichen vier Länder sind USA, AUT, ESP und ITA und lassen keine auffälligen Unterschiede zwischen OLS- und ARDL-Ergebnissen erkennen. Die Länder mit sichtbaren Abweichungen haben entweder einen Lag beim ARDL-Modell oder der Trend musste berücksichtigt werden. Auf JPN trifft beides zu, sowohl ein Lag beim ARDL-Ergebnis als auch ein signifikanter Trend. Dies dürfte auch der Grund sein, weshalb die Abweichung zwischen OLS- und ARDL-Ergebnis in JPN am höchsten ist. Die Differenz der Ergebnisse für α in JPN beträgt $26 \cdot 10^{-2}$ und ist daher mit Abstand die höchste Abweichung zwischen OLS- und ARDL-Ergebnis beim kurzfristigen Strompreis. Außer in JPN enthält noch IRL einen Lag beim ARDL-Modell. Die Differenz mit dem jeweiligen OLS-Wert von α beträgt $9 \cdot 10^{-2}$ in IRL. Die Differenz von IRL ist also nochmal um mehr als die Hälfte niedriger als in JPN. Die Abweichung von OLS- und ARDL-Ergebnis in FIN beträgt $7 \cdot 10^{-2}$. Die restlichen Länder ohne Lag oder Trend beim ARDL-Verfahren (USA, AUT, ESP und ITA) weisen Differenzen von $3 \cdot 10^{-2}$ in der USA und niedriger auf. Die Ergebnisse von OLS- und ARDL-Methode decken sich also mehrheitlich. Der α -Koeffizient in ITA bei der ARDL-Auswertung ist dermaßen gering mit -0,001, dass er grafisch nicht mehr zu sehen ist.

Der Vergleich zwischen OLS- und ARDL-Ergebnissen der kurzfristigen Einkommenselastizitäten β zeigen in allen Ländern abgesehen von JPN und IRL eine sichtbare Differenz. Hierbei ist wieder auffällig, dass genau jene Länder betroffen sind, die im ARDL-Modell mit einem Lag versehen sind. Des Weiteren sind die Beträge der β -Koeffizienten bei einem Lag im ARDL-Modell stets höher als jene aus dem OLS-Modell. Die höchste Abweichung tritt in ITA auf mit einer Differenz von $36 \cdot 10^{-2}$ gefolgt von USA, AUT, ESP und FIN mit $22 \cdot 10^{-2}$. JPN und IRL weisen keine zeitliche Verzögerung im ARDL-Ergebnis auf

und zeigen dem entsprechend die geringsten Abweichungen vom OLS-Ergebnis. In JPN weichen die Ergebnisse um $2 * 10^{-2}$ ab und in IRL um $3 * 10^{-2}$.

Bei den kurzfristigen Heizgradtagen Ω zeigen sich keine ausschlaggebenden Unterschiede zwischen OLS- und ARDL-Ergebnissen. Weder ein zu berücksichtigender Trend für JPN, FIN und DEU noch der Lag im ARDL-Modell in IRL haben eine Auswirkung auf den Ω -Koeffizienten. Die größte Abweichung zwischen OLS- und ARDL-Ergebnis liegt in JPN vor mit vernachlässigbaren $3 * 10^{-2}$. ESP weist sowohl im OLS- als auch im ARDL-Modell einen unplausiblen Wert auf und hat somit keinen Balken in beiden Grafiken. Ebenso hat ITA in der OLS-Auswertung keinen plausiblen Wert geliefert und deshalb auch keinen Balken in Abbildung 5-3 für Ω .

Die Trends Θ in JPN, FIN und DEU haben sehr geringe Beträge und sind deshalb in der Abbildung 5-4 nur schwer bis gar nicht sichtbar.

In Abbildung 5-5 sind die Ergebnisse der langfristigen Koeffizienten von der erweiterten OLS-Auswertung dargestellt. Auf der horizontalen x-Achse sind die langfristigen Koeffizienten von Strompreis, Einkommen und Heizgradtage pro Land aufgetragen und auf der vertikalen y-Achse die Höhe der Koeffizienten. Die Skala reicht dabei von -1,0 bis zu einem Zahlenwert von +1,5.

In der Abbildung 5-6 sind die Ergebnisse der langfristigen ARDL-Koeffizienten grafisch aufbereitet. Auf der horizontalen Achse ist zusätzlich zu den Ländern mit ihren langfristigen Koeffizienten noch die Lag Ordnung zum jeweiligen Land angegeben. Die Reihenfolge der Lags ist dabei entsprechend der Lag Ordnung aus der tabellarischen Darstellung. Zuerst der Stromverbrauch, dann der Strompreis, anschließend das Einkommen und als letzte Zahl die Lag Ordnung der Heizgradtage. Auf der vertikalen Achse erstreckt sich der Skalenbereich für die Höhe der Koeffizienten zwischen -1,0 bis +1,5. Damit ist der Wertebereich bei den ARDL-Ergebnissen gleich wie beim OLS-Schätzverfahren.

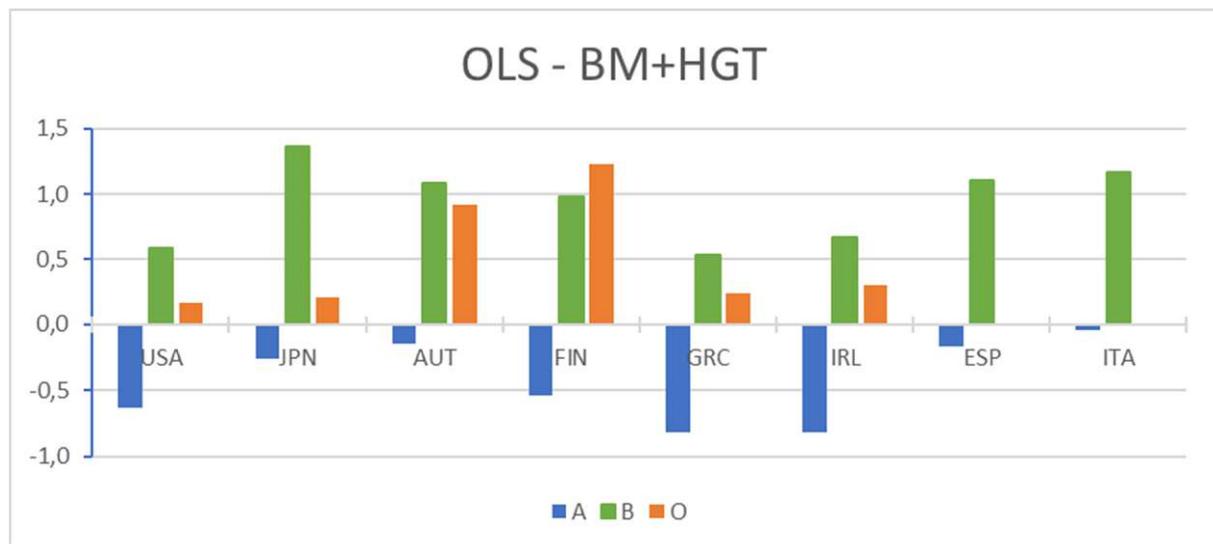


Abbildung 5-5: Alle 3 langfristigen OLS-Koeffizienten des Basismodells mit Heizgradtagen der ausgewählten Länder. A...langfristige Preiselastizität, B...langfristige Einkommenselastizität, O...langfristige Heizgradtagelastizität

Beim Vergleich der langfristigen Strompreiselastizitäten A weisen alle vergleichbaren Länder relativ niedrige Abweichungen für die langfristigen Koeffizienten auf. Die höchste Abweichung ist in IRL feststellbar und beträgt $23 * 10^{-2}$. Die Differenz in IRL deckt sich auch von der Größenordnung her mit den bisherigen beobachteten Abweichungen. Die Differenz in IRL ist als eher geringfügig

einzustufen. Die restlichen Länder USA, JPN, AUT, FIN, ESP und ITA weisen noch geringere Differenzen auf und bestätigen so das Ergebnis der jeweils anderen Methode.

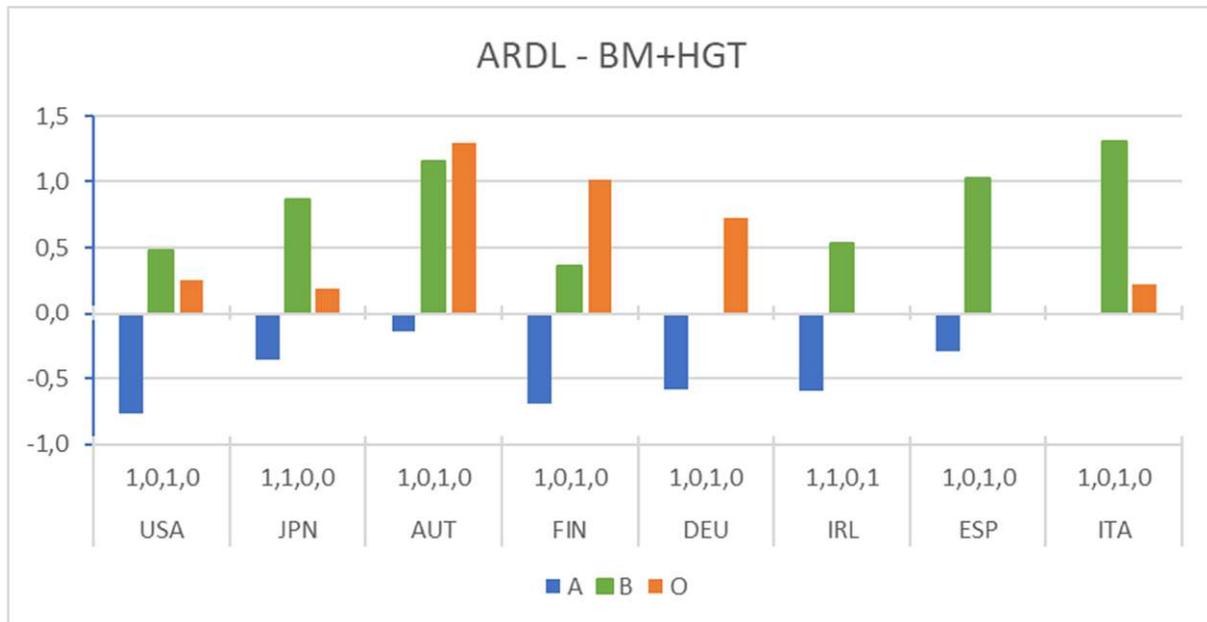


Abbildung 5-6: Alle 3 langfristigen ARDL-Koeffizienten des Basismodells mit Heizgradtagen der zehn ausgewählten Länder. A...langfristige Preiselastizität, B...langfristige Einkommenselastizität, O...langfristige Heizgradtagelastizität

Beim Vergleich der langfristigen Einkommenselastizitäten B weisen die Länder im Vergleich zu den OLS-Ergebnissen etwa gleiche oder etwas geringere Werte auf. Die höchste Differenz ist mit $60 \cdot 10^{-2}$ in FIN vorzufinden und die zweithöchste in JPN mit $50 \cdot 10^{-2}$. Sowohl FIN als auch JPN sind mit einem Trend behaftet und ist vermutlich der Grund für die etwas erhöhten Abweichungen. USA, AUT, IRL, ESP und ITA liegen nochmals deutlich niedriger mit Abweichungen von weniger als $14 \cdot 10^{-2}$. Damit decken sich die Ergebnisse von OLS- und ARDL-Verfahren in den meisten Ländern. Der Trend in FIN und JPN führt zu einem etwas niedrigeren ARDL-Ergebnis als bei der OLS-Auswertung.

Zuletzt werden die langfristigen Heizgradtagelastizitäten O vom erweiterten OLS- und ARDL-Verfahren verglichen. ESP und ITA haben beim OLS-Ergebnis einen unplausiblen Zusammenhang und in der Abbildung 5-5 ist daher in diesen Ländern kein Balken zu sehen. Im ARDL-Ergebnis haben IRL und wieder ESP einen unplausiblen Wert ergeben und haben daher in Abbildung 5-6 keinen Balken für O. Die Koeffizienten für O in USA, JPN, AUT und FIN sind in etwa gleich und weisen keine wesentlichen Abweichungen auf. Schlussendlich haben vier von sieben vergleichbaren Ländern für O annähernd gleiche Werte. Die Sinnhaftigkeit von langfristigen Heizgradtagen wurde bereits angesprochen. Die Signifikanzen bei den Koeffizienten und die Lag Ordnung beim erweiterten ARDL-Modell unterstützen die Annahme, dass mehrheitlich kein Zusammenhang zwischen Stromverbrauch und langfristigen Heizgradtagkoeffizient besteht.

Sichtbare Abweichungen zwischen OLS- und ARDL-Modell treten bei den kurzfristigen Strompreisen und kurzfristigen Einkommen auf. Diese können aber eindeutig mit einem Lag beim ARDL-Modell in Verbindung gebracht werden und/oder mit einem Trend. Sowohl der Lag als auch der Trend bewirken einen höheren Koeffizienten im ARDL-Ergebnis als im OLS. Für die kurzfristigen Heizgradtage gilt dies nicht. Weder ein Lag noch ein Trend bewirken einen höheren Koeffizienten bei Ω . Die Ergebnisse zwischen OLS und ARDL weisen Großteils nur marginale vernachlässigbare Unterschiede auf.

Die Einflüsse von Strompreis, Einkommen, einer zeitlichen Verzögerung und von Heizgradtagen auf den Stromverbrauch, in einem Betrachtungszeitraum von 1978-2017 wurden ausführlich beschrieben und analysiert. Sowohl auf kurzfristiger als auch auf langfristiger Sicht und zusätzlich mit zwei verschiedenen Methoden evaluiert. Anschließend soll der Einfluss von Informations- und Kommunikationstechnik auf den Stromverbrauch beleuchtet werden. Nachdem der Betrachtungszeitraum wesentlich kürzer ist als bei den vorigen Untersuchungen, ergeben sich dadurch auch weitreichende Unterschiede bei den erzielten Ergebnissen. Die Gültigkeit und Richtigkeit der zu Grunde liegenden Daten wurde unter anderem mit den bisherigen Untersuchungen bestätigt.

5.3 Modelle für IKT

In diesem Abschnitt soll der Einfluss vom Informations- und Kommunikationstechniksektor (IKT-Sektor) auf den Stromverbrauch untersucht werden. Der IKT-Parameter drückt die Bruttowertschöpfung zu den Faktorkosten des gesamten IKT-Sektors aus. Das heißt die Wertschöpfung zu Herstellungspreisen ohne Subventionen und so genannte indirekte Steuern.

Nachdem die Grunddaten erst ab dem Jahr 2008 einen internationalen Vergleich zulassen, ist der betrachtete Zeitraum in den folgenden Auswertungen wesentlich kürzer als zuvor. Konkret ergibt sich für die Auswertungen eine Zeitspanne von 2008-2017. Eine weitere Veränderung betrifft die Anzahl der Länder. Vergleichbare Daten wurden für sieben der ursprünglich zehn betrachteten Länder gefunden. Alle Länder sind Mitglieder der EU und betrifft Österreich (AUT), Finnland (FIN), Griechenland (GRC), Deutschland (DEU), Frankreich (FRA), Spanien (ESP) und Italien (ITA). In den Auswertungen wird dem IKT-Parameter ein positiver Zusammenhang mit dem Stromverbrauch unterstellt. Steigen also die Produktion und die Dienstleistungen, die dem IKT-Sektor zugeschrieben werden, so muss auch der Stromverbrauch in weiterer Folge steigen und nicht sinken.

Die Ergebnisse werden wieder mit dem einfacheren Ordinary Least Square (OLS) Schätzverfahren ermittelt. Ausgegangen wird von dem Basismodell, das den Stromverbrauch mit den Parametern Strompreis α , Einkommen β und dem Koyck Lag λ zu beschreiben versucht. Diese Auswertung soll als Referenz Modell dienen und erhält eine erste Abschätzung der Koeffizienten. Dadurch zeigen sich außerdem die Auswirkungen eines kürzeren betrachtungszeitraumes. Hauptsächlich aber können die darauf aufbauenden Modelle dadurch besser verglichen und evaluiert werden. Im nächsten Schritt wird der IKT-Parameter als zusätzliche beschreibende Variable im Modell implementiert und nochmals alles ausgewertet. Der Koeffizient für den IKT-Parameter ist in weiterer Folge mit Π für die kurzfristige IKT-Elastizität und mit P für die langfristige IKT-Elastizität bezeichnet. Die Ergebnisse zeigen ob und in welchem Ausmaß der IKT-Parameter einen Einfluss auf den Stromverbrauch hat. Danach wird das Modell nochmals mit dem HGT-Parameter erweitert und die Koeffizienten über die OLS-Methode ermittelt. Die Auswirkungen durch den Faktor der HGT sollen untersucht und analysiert werden. Durch die nochmalige Erweiterung mit den HGT erhält man die Möglichkeit die Veränderung des IKT-Parameters zu untersuchen. Eine separate Beurteilung über die Signifikanz der langfristigen Parameter ist bei dem OLS-Schätzverfahren nicht möglich.

Bei diesen Auswertungen stehen die Prüfstatistiken für die Modelle mehr im Vordergrund als zuvor. Um die Qualität des jeweiligen Modells ermitteln zu können, dienen wieder das Güte Maß R^2 , der F-Test, die Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz-Bayesian (SBC) und der

Durbin-Watson Test. Eventuell nötige Korrekturen werden wieder mit der AR-Error (Cochrane Orcutt) Methode bei serieller Korrelation oder dem gleichgewichteten Newey-West-Schätzer bei Heteroskedastizität vorgenommen.

5.3.1 Basismodell

Die Ergebnisse für das Basismodell sind in Tabelle 5-5 zusammengefasst. Die Konstante C ist wieder der Vollständigkeit halber angegeben, besitzt für die Analyse jedoch keine praktische Aussage. Werte mit einem unplausiblen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch wurden aus der Tabelle entfernt. Langfristige Ergebnisse die zwar formal einen korrekten Zusammenhang mit dem Stromverbrauch ergeben, aber in der Realität nicht erreichbar sind, werden wieder mit einem Stern gekennzeichnet. In der Basisauswertung mittels OLS-Schätzverfahren war ESP heteroskedastisch und wurde mittels gleichgewichteten Newey-West-Schätzer laut (Bahram Pesaran, 2009, pp. 490-491) korrigiert. Nachdem bei dieser Untersuchung die Modellqualität mehr im Vordergrund steht, werden daher auch die Prüfstatistiken zuerst analysiert und anschließend auf die Koeffizienten eingegangen.

Tabelle 5-5: OLS-Basismodell für den Stromverbrauch von sieben betrachteten EU-Ländern zwischen 2008-2017 zur Untersuchung des IKT-Parameters.

	AUT	FIN	GRC	DEU	FRA	ESP	ITA
C	7,50 [1,19]	4,53 [2,37]	0,06 [0,03]	7,68 [2,86]	8,48 [2,11]	-3,34 [-1,47]	0,47 [0,14]
α	-0,44 [-1,17]	-0,17 [-1,23]	-	-0,11 [-0,98]	-	-	-0,02 [-0,12]
β	0,03 [0,06]	0,35 [1,36]	0,27 [1,47]	0,10 [0,58]	0,03 [0,07]	0,56 [2,64]	0,51 [1,28]
λ	-	-	0,42 [0,92]	-	-	0,75 [4,17]	0,27 [1,08]
A	-0,32	-0,14	-	-0,09	-	-	-0,03
B	0,03	0,28	0,46	0,08	0,02	2,22*	0,71
R²	0,754	0,317	0,650	0,193	0,287	0,759	0,668
F-Test	6,13	0,93	3,72	0,48	0,81	6,31	4,03
AIC	25,67	21,84	18,44	22,88	21,68	22,96	23,32
SBC	25,07	21,23	17,83	22,28	21,08	22,35	22,72
DW	1,56	1,79	1,66	1,82	2,32	2,45	2,15

Die t-Werte für die Signifikanz sind in eckigen Klammern unterhalb der Koeffizienten angegeben.

Das Bestimmtheitsmaß R^2 liegt gegenüber den vorigen Ergebnissen deutlich niedriger, aufgrund der kürzeren Zeitspanne. Die Beschreibungskraft der Modelle reduziert sich auf einen Bereich zwischen knapp 76% bis zu etwa 19%. Am schlechtesten kann DEU beschrieben werden mit 19,3%. Wie schon bei den vorigen OLS- und ARDL-Modellen weist DEU den niedrigsten R^2 Wert auf. Das heißt, der Stromverbrauch kann nur mehr zu 19% durch Strompreis, Einkommen und dem Koyck Lag beschrieben werden. Alternativ gesprochen könnte kein linearer Zusammenhang bestehen, was aber durch die vorhergehenden Untersuchungen eindeutig ausgeschlossen werden kann. Die nächsthöheren Werte besitzen FRA mit 28,7% und FIN mit 31,7%. FRA und FIN sind aber immer noch als sehr niedrig einzustufen. Länder mit R^2 Werten unterhalb der 50% Marke sind nicht aussagekräftig genug, um aus den Koeffizienten Schlüsse ziehen zu können. Die restlichen Länder AUT, GRC, ESP und ITA weisen alle ein Güte Maß über der 50% Marke auf. Am niedrigsten von diesen Ländern liegt GRC mit 65% danach

kommt mit einem sehr ähnlichen Wert ITA. Etwa 10% darüber ist AUT angesiedelt und am höchsten mit einem Wert von 75,9% liegt ESP. Hier kann der Stromverbrauch also schon zu etwa 76% mit den unabhängigen Variablen erklärt werden.

Der F-Test zeigt passend zu den R^2 Werten in FIN, DEU und FRA keinen signifikanten Unterschied zu Null. Die F-Werte in diesen Ländern liegen alle im Null-Komma-Bereich. Damit kann die Nullhypothese nicht mehr ausgeschlossen werden. Das bedeutet, dass die Ergebnisse der Koeffizienten auch durch Zufall entstanden sein könnten und in Wahrheit gar keinen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch aufweisen. Aufgrund der vorhergehenden Auswertungen wurde der Zusammenhang bereits nachgewiesen, die Koeffizienten sind aber dennoch nicht für eine genaue Analyse brauchbar. Die F-Werte sind generell sehr niedrig, aber in AUT, GRC, ESP und ITA ausreichend unterschiedlich von Null. Die F-Testergebnisse bewegen sich in diesen Ländern zwischen 3,72 in GRC bis zu 6,31 in ESP. Entsprechend zu den R^2 Werten ist die Reihenfolge also dieselbe wie beim Güte Maß.

Die Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz-Bayesian (SBC) decken sich in allen Ländern bei ihren Bewertungsergebnissen. Die Bewertung nach SBC liegt wieder geringfügig unterhalb jener des AIC Kriteriums. Beide Kriterien bewerten AUT mit dem besten Modellfit und GRC mit dem schlechtesten. Je höher die Bewertung desto besser ist das gesamte Modellfit nach AIC und SBC. Die Zahlenwerte für SBC bewegen sich zwischen 25,07 in AUT (AIC mit 25,67) und 17,83 in GRC (AIC mit 18,44).

Die Durbin-Watson Statistik zeigt in keinem der Länder Anzeichen von Autokorrelation. Die Werte bewegen sich alle in einem akzeptablen Rahmen um den Wert 2,0. AUT liegt an der unteren Grenze bei 1,56 und ESP an der oberen mit 2,45.

Abgesehen von ESP zeigt keiner der Länder einen signifikanten Zusammenhang zwischen dem Stromverbrauch und Strompreis, Einkommen oder Koyck Lag. Die Signifikanz in ESP dürfte auf die Korrektur mittels gleichgewichteten Newey-West-Schätzer zurückzuführen sein.

Die kurzfristigen Strompreiselastizitäten α weisen in GRC, FRA und ESP keinen plausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Die restlichen Länder AUT, FIN, DEU und ITA zeigen keinen signifikanten Zusammenhang mit der Stromnachfrage. AUT erzielt das höchste plausible Ergebnis mit -0,44. FIN, DEU und ITA ergeben viel niedrigere Werte unterhalb von -0,18.

Die kurzfristige Einkommenselastizität β erweist sich in allen Ländern als plausibel mit positiven Ergebniswerten. Bis auf ESP ist das kurzfristige Einkommen in keinem der Länder signifikant. Das Ergebnis in ESP mit 0,56 liegt etwas unterhalb des typischen Wertebereiches laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5) von 0,6 bis 1,4. Das war allerdings bereits bei den Modellen mit längerem Betrachtungszeitraum zu beobachten. ITA weist zwar ein ähnlich hohes Ergebnis wie ESP auf mit 0,51 ist aber nicht signifikant. Die nächstgeringeren Werte weisen FIN und GRC auf und nochmal drunter mit Werten von kleiner als 0,1 DEU, AUT und FRA.

Der Koyck Lag λ gibt die Anpassungsgeschwindigkeit der kurzfristigen Parameter an den langfristigen Gleichgewichtszustand an. Die zeitliche Verzögerung wurde wieder mit einer Länge von einem Jahr implementiert. Der Lag erweist sich in vier Ländern AUT, FIN, DEU und FRA als unplausibel und in GRC, ESP und ITA als plausibel. Von den positiven Lag Werten ist nur jener in ESP signifikant, von GRC und ITA jedoch nicht. Der λ -Wert ist mit 0,75 größer als 0,5 und laut Skriptum daher eher als kritisch anzusehen. Die Werte von GRC und ITA liegen unterhalb dieser Grenze, sind aber nicht signifikant. Die

Länder, welche zwar einen unplausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch aufweisen, aber in Folge einen plausiblen Zusammenhang bei den langfristigen Koeffizienten aufweisen, werden trotzdem bei der tabellarischen Auswertung angegeben. Das hat zwar keine sinnvolle praktische Aussagekraft, erhöht aber die Anzahl an grundlegenden vergleichbaren Koeffizienten. Der Zusammenhang zwischen langfristigen und kurzfristigen Koeffizienten bei einem Koyck'schen Lag ist in Gleichung (4-10) angegeben.

Die langfristigen Strompreiselastizitäten A erweisen sich in GRC, FRA und ESP als unplausibel. Das sind dieselben Länder wie bei den kurzfristigen Strompreiselastizitäten. Der unplausible λ -Wert in AUT, FIN und DEU, äußert sich durch einen niedrigeren A-Wert als α -Wert. Das einzige Land mit negativem α -Wert und positivem Anpassungskoeffizienten λ ist ITA. ITA weist trotzdem gleichzeitig den niedrigsten A-Wert von allen Ergebnissen auf mit -0,03. Obwohl AUT, FIN und DEU wegen λ niedrigere langfristige Werte aufweisen, so liegen sie noch immer über jenem von ITA. Der höchste Zahlenwert ist in AUT mit -0,32 und in DEU der niedrigste mit -0,09 zu finden.

Die langfristigen Einkommenselastizitäten B sind in allen Ländern positiv und damit so weit plausibel. Durch die unplausiblen λ -Werte in AUT, FIN, DEU und FRA ergeben sich wieder kleinere B-Elastizitäten als β -Werte. Dasselbe Verhalten wurde soeben bei den A-Koeffizienten festgestellt. GRC, ESP und ITA weisen sowohl bei den kurzfristigen Einkommen als auch beim Lag einen plausiblen Wert auf. Die daraus entstehenden Werte für B sind in aufsteigender Reihenfolge 0,46 in GRC gefolgt von 0,71 in ITA und am höchsten 2,22 in ESP. Wobei der Wert in ESP sehr hoch und damit als unglaublich anzusehen ist. GRC liegt etwas unterhalb des typischen Wertebereiches von 0,6-1,4. ITA erfüllt diesen sehr gut und ESP liegt weit darüber. Bei den restlichen Ländern AUT, FIN, DEU und FRA ist das Ergebnis in FIN am höchsten mit 0,28. AUT, DEU und FRA haben Werte gleich bzw. unterhalb von 0,08. Es ist jedoch nochmals zu bedenken, dass die B-Ergebnisse in AUT, FIN, DEU und FRA rein zu Vergleichszwecken dienen aber keinen praktischen Sinn ergeben aufgrund von λ .

5.3.2 Basismodell mit IKT

Das Basismodell wurde um den Parameter der Informations- und Kommunikationstechnik (IKT) erweitert und die Ergebnisse davon in Tabelle 5-6 zusammengefasst. Unplausible Werte wurden aus der Tabelle entfernt und die Konstante C ist der Vollständigkeit halber angegeben. Langfristige Zusammenhänge die in der Realität nicht erreichbar sind werden in der Tabelle wieder mit einem Stern gekennzeichnet. Es wurde weder die Homoskedastizität verletzt, noch ist in einem der Länder serielle Korrelation aufgetreten. Dahingehend mussten keine Korrekturen vorgenommen werden. Bei der Ergebnisbeschreibung wird wieder mit den Prüfstatistiken begonnen und im Anschluss die Koeffizienten behandelt. Der kurzfristige IKT-Parameter ist mit Π bezeichnet und der langfristige IKT-Parameter mit P.

Tabelle 5-6: OLS-Basismodell mit IKT-Parameter für den Stromverbrauch von sieben betrachteten EU-Ländern zwischen 2008-2017 zur Untersuchung des IKT-Parameters.

	AUT	FIN	GRC	DEU	FRA	ESP	ITA
C	7,59 [1,14]	3,35 [1,50]	0,05 [0,02]	-0,28 [-0,08]	9,21 [1,76]	2,85 [0,35]	0,09 [0,03]
α	-0,34 [-0,80]	-0,29 [-1,60]	-	-	-	-	-
β	-	0,86 [1,52]	0,27 [0,49]	0,85 [2,77]	-	-	0,45 [1,17]
λ	-	-	0,42 [0,74]	0,52 [1,34]	-	0,07 [0,08]	0,05 [0,15]
Π	0,08 [0,63]	-	-	-	0,04 [0,25]	0,37 [0,88]	0,20 [1,28]
A	-0,23	-0,21	-	-	-	-	-
B	-	0,63	0,47	1,78*	-	-	0,47
P	0,06	-	-	-	0,03	0,39	0,21
R²	0,772	0,434	0,650	0,666	0,296	0,792	0,750
F-Test	4,23	0,96	2,32	2,49	0,53	4,75	3,75
AIC	25,05	21,77	17,44	26,28	20,75	22,67	23,74
SBC	24,29	21,02	16,68	25,53	19,99	21,91	22,98
DW	1,59	1,70	1,66	2,29	2,40	2,13	2,44

Die t-Werte für die Signifikanz sind in eckigen Klammern unterhalb der Koeffizienten angegeben.

Das Güte Maß R^2 ist in FIN und FRA weiterhin unterhalb der 50% Marke, wie auch im Basismodell. Die restlichen fünf Länder AUT, GRC, DEU, ESP und ITA weisen alle brauchbare Bestimmtheitsmaße auf. DEU hat im Basismodell den niedrigsten R^2 -Wert aller sieben Länder und weist nach der IKT Erweiterung eine Beschreibungskraft von 66,6% auf. Das ist eine enorme Steigerung um etwa 45% gegenüber dem Ergebnis aus dem Basismodell. In DEU zeigt der IKT-Parameter somit laut Modellergebnis einen enormen Anteil am Stromverbrauch. Durch die Erweiterung weisen alle Länder einen höheren oder gleichbleibenden R^2 -Wert (GRC) auf. Das ist nicht weiter verwunderlich und muss in Kontext mit den anderen Prüfgrößen gesetzt werden. AUT, GRC, DEU, ESP und ITA bewegen sich in einem Bereich vom Beschreibungsmaß von 65% in GRC bis zu 79,2% in ESP. Das bedeutet in ESP kann der Stromverbrauch zu 79% mit den unabhängigen Variablen beschrieben werden.

Der F-Test ist entsprechend den niedrigen R^2 -Werten in FIN und FRA nicht signifikant unterschiedlich von Null. Das bedeutet in FIN und FRA kann ein durch Zufall entstandener Zusammenhang zwischen Stromverbrauch und den beschreibenden Variablen (Strompreis, Einkommen, Koyck Lag und IKT-Parameter) nicht ausgeschlossen werden. Die F-Ergebnisse sind in AUT, GRC, ESP und ITA generell niedriger als beim Basismodell und bewegen sich in einem Bereich von 2,32 in GRC bis zu 4,75 in ESP. Diese F-Werte sind, wie auch beim Basismodell, generell sehr niedrig. In Summe ergibt sich in dieser Modellvariante also ein schlechterer Zusammenhang zwischen abhängiger und den unabhängigen Variablen.

Die Informationskriterien AIC und SBC decken sich wieder gegenseitig bei ihrer Bewertung der einzelnen Länder. Dabei weist DEU sowohl beim AIC mit 26,28 als auch beim SBC 25,53 den höchsten Wert auf. Die niedrigste Bewertung erhält GRC sowohl beim AIC als auch beim SBC. Beim Basismodell

zeigte GRC ebenfalls das schlechteste Modellfit. Im Vergleich zum Basismodell sind die Unterschiede in der Höhe der Bewertungen eher gering. Übereinstimmend mit einem wesentlich besseren R^2 -Wert und F-Wert, ist die Bewertungsdifferenz in DEU am höchsten. Für DEU liegt die SBC Bewertung im Basismodell bei 22,28 und nach der IKT Erweiterung bei 25,53. Das heißt, durch den IKT-Parameter hat sich die SBC Bewertung von DEU um etwa 3,25 erhöht. Bei den restlichen Ländern sind die Bewertungsunterschiede geringer. In AUT, FIN, GRC, FRA und ESP liegt die AIC Bewertung unterhalb jener vom Basismodell. In DEU und ITA ist die AIC Bewertung höher als im Basismodell. Das deckt sich auch mit der Bewertung nach dem SBC Kriterium.

Der Durbin-Watson Wert ist in allen Ländern in einem akzeptablem Bereich um 2,0. AUT weist dabei wieder einen Wert an der unteren Grenze auf mit 1,59 und ITA liegt an der oberen Grenze mit 2,44. Es gibt also in keinem Land einen Hinweis auf Autokorrelation.

Der einzige signifikante Koeffizient für alle Auswertungen mit der Erweiterung um den IKT-Parameter betrifft die kurzfristige Einkommenselastizität in DEU. Alle anderen Koeffizienten, bei denen eine Signifikanz ausgewertet werden konnte, erweisen sich als nicht signifikant. Das ist im Vergleich zum Basismodell also in etwa gleichgeblieben. Auffällig ist die Anzahl an unplausiblen Zusammenhängen zwischen Stromverbrauch und dem jeweiligen Parameter.

Die kurzfristigen Strompreiselastizitäten α weisen in fünf Ländern GRC, DEU, FRA, ESP und ITA einen unplausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Für AUT und FIN ergibt sich ein plausibler negativer Zusammenhang, allerdings nicht signifikant. In AUT ergibt sich eine α -Elastizität von -0,34 und in FIN etwas niedriger mit -0,29. Durch die Erweiterung mit dem IKT-Parameter hat sich die Elastizität in AUT verringert und in FIN hingegen erhöht. Außerdem weisen zusätzlich zu GRC, FRA und ESP im Basismodell, zusätzlich noch DEU und ITA einen unplausiblen α -Wert auf.

Die kurzfristige Einkommenselastizität β ergibt in vier Ländern FIN, GRC, DEU und ITA einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. AUT, FRA und ESP weisen einen unplausiblen negativen Wert beim Einkommen auf und wurden daher aus den Ergebnissen entfernt. Der einzige signifikante Wert ist in DEU zu finden mit 0,85. Das heißt in DEU hat das Einkommen einen hohen Einfluss auf den Stromverbrauch. Im Vergleich mit dem typischen Wertebereich aus dem Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5) von 0,6-1,4 erfüllt ihn DEU recht gut. Die restlichen kurzfristigen Einkommenselastizitäten weisen Werte von 0,86 in FIN, 0,45 in ITA und 0,27 in GRC auf. Durch die Erweiterung mit dem IKT-Faktor, hat sich das kurzfristige Einkommen in FIN, GRC und DEU erhöht. In ITA hingegen ist die Einkommenselastizität dadurch gesunken. Im Basismodell sind alle β -Ergebnisse plausibel, im IKT erweiterten Modell nicht (AUT, FRA, ESP).

Der Koyck'sche Lag λ weist in GRC, DEU, ESP und ITA einen plausiblen positiven Zusammenhang auf. Wobei die λ -Koeffizienten in allen Ländern mit plausiblen Werten keine Signifikanz zeigen. Auffällig niedrig sind die Ergebnisse in ESP mit 0,07 und ITA mit 0,05. GRC und DEU ergeben λ -Koeffizienten um 0,5 herum. DEU liegt etwas oberhalb mit 0,52 und damit als kritisch anzusehen und GRC knapp drunter bei 0,42. In AUT, FIN und FRA ergeben sich keine plausiblen Lag Koeffizienten und wurden deshalb in der Auswertung entfernt. Im Vergleich zum Basismodell hat zusätzlich zu GRC, ESP und ITA nach der IKT Erweiterung auch DEU einen plausiblen λ -Koeffizienten. Die Signifikanz von ESP im Basismodell ist nach der IKT Erweiterung nicht mehr der Fall. Das liegt aber vermutlich daran, dass ESP im Basismodell wegen Heteroskedastizität korrigiert werden musste und im IKT erweiterten Modell nicht mehr. Der Lag Wert von GRC ist mehr oder weniger unverändert geblieben nach der Erweiterung mit dem IKT-Parameter. In ESP und ITA sind die λ -Werte gegenüber dem Basismodell stark gesunken.

Die kurzfristige IKT-Elastizität Π weist in vier von sieben Ländern den unterstellten positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Das betrifft AUT, FRA, ESP und ITA, wobei alle Π -Koeffizienten nicht signifikant sind. Die Werte in AUT und FRA sind sehr niedrig mit 0,08 in AUT und 0,04 in FRA. Für ESP und ITA ergeben sich etwas höhere Werte mit 0,20 in ITA und 0,37 in ESP. In den restlichen Ländern FIN, GRC und DEU ergibt sich kein plausibler positiver Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. Die Π -Koeffizienten von den plausiblen Werten sind generell eher niedrig.

Bei den langfristigen Strompreiselastizitäten A ergibt sich aufgrund des Zusammenhangs zwischen kurzfristiger Elastizität und dem Koyck Lag nach Gleichung (4-10), nur in AUT und FIN ein plausibler negativer Wert. GRC, DEU, FRA, ESP und ITA weisen keine plausiblen langfristigen Strompreiselastizitäten auf. Durch den unplausiblen λ -Koeffizienten ergeben sich in AUT und FIN kleinere A-Werte als α -Werte. Dasselbe Bild ergibt sich im Basismodell für AUT und FIN, weshalb die Werte zwar zahlenmäßig verglichen werden können, aber keinen sinnvollen praktischen Aussagegehalt haben. Die Abweichungen zwischen Basisergebnis und der IKT erweiterten Auswertung bewegen sich im Bereich von $9 * 10^{-2}$ und niedriger. Wobei der A-Wert für AUT im Basismodell höher ist und in FIN der A-Wert im IKT erweiterten Ergebnis höher ist.

Bei der langfristigen Einkommenselastizität B zeigt sich in FIN, GRC, DEU und ITA ein plausibler positiver Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. Das ist wieder das Ergebnis aus plausiblen β -Wert und dem Koyck Lag. Wie auch bei den kurzfristigen Einkommenselastizitäten ist demnach AUT, FRA und ESP mit einem unplausiblen negativen Wert behaftet und daher aus der Ergebnistabelle entfernt worden. Durch einen unplausiblen λ -Wert in FIN ergibt sich wieder ein niedrigerer B-Wert als β -Wert. Dieselbe Situation ist im Basismodell von FIN vorzufinden. GRC, DEU und ITA sind jene Länder mit plausiblen β -Wert und λ -Koeffizienten, dementsprechend liegen hier die B-Werte höher als die β -Ergebnisse. Im Vergleich mit dem typischen Wertebereich von 0,6 bis 1,4 liegen GRC und ITA etwas niedriger bei einem B-Wert von 0,47. DEU liegt deutlich über dem Wertebereich mit 1,78. Das Ergebnis in DEU ist sehr hoch und in Hinblick auf die Bedeutung in der Realität als eher zweifelhaft einzustufen. Der reine Zahlenvergleich in FIN zwischen Basismodell und IKT erweiterten Modell (λ Zusammenhang bei beiden unplausibel) ergibt eine Änderung von 0,35. Wobei der B-Wert beim IKT erweiterten Modell höher liegt als beim Basismodell für FIN. Das rührt wohl schon vom wesentlich höheren β -Wert im erweiterten Modell gegenüber dem Basismodell her. Die Veränderungen der B-Werte durch die Einbeziehung des IKT-Parameters in GRC und ITA ergeben in ITA eine Differenz von 0,24 und in GRC bleibt der Koeffizient annähernd gleich.

Die langfristigen IKT-Elastizitäten P erweisen sich äquivalent zu den kurzfristigen in AUT, FRA, ESP und ITA als so weit plausibel. Diese P-Werte ergeben einen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. In AUT und FRA hat sich kein plausibler λ -Wert ergeben, weshalb die P-Ergebnisse niedriger sind als die kurzfristigen Π -Werte. ESP und ITA weisen sowohl plausible λ -Werte als auch P-Elastizitäten auf. Die Größenordnung liegt dabei in ESP bei 0,39 und in ITA etwas niedriger bei 0,21. Damit sind die langfristigen P-Koeffizienten in ESP und ITA geringfügig höher als die kurzfristigen Π -Ergebnisse.

5.3.3 Basismodell mit IKT und HGT

Nach der Erweiterung des Basismodells mit dem IKT-Parameter, ist in dieser Variante das OLS-Modell nochmals um den HGT-Parameter erweitert. Die Ergebnisse der Auswertung sind in Tabelle 5-7 zusammengefasst. Veränderungen die durch den HGT-Parameter verursacht werden, sollen beschrieben und untersucht werden. Außerdem ist es ein weiteres Vergleichsmodell um den IKT-Parameter weiterführend untersuchen zu können. Der kurzfristige IKT-Koeffizient ist wieder mit Π und die langfristige IKT-Elastizität mit P bezeichnet. Der kurzfristige HGT Koeffizient ist wieder mit Ω bezeichnet. Bei den OLS- und ARDL-Modellen mit der Zeitspanne von 1978-2017 wurde die Sinnhaftigkeit der langfristigen HGT Elastizität bereits erörtert. Aufgrund dieser Ergebnisse wurde der langfristige HGT-Parameter O bei dieser Auswertung nicht mehr berücksichtigt. Ebenso wurden wieder Ergebnisse mit unplausiblen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch entfernt. Ergebnisse die zwar formal einen korrekten Zusammenhang mit dem Stromverbrauch ergeben, in der Realität aber nicht erreichbar sind werden wieder mit einem Stern gekennzeichnet. Die Konstante C ist zwar der Vollständigkeit halber angegeben, besitzt jedoch keine praktische Aussage für diese Modellauswertung. GRC war seriell korreliert und wurde wieder mittels AR-Error (Cochrane Orcutt) Methode korrigiert. Begonnen wird wieder mit den Prüfgrößen und anschließend werden die jeweiligen Parameter analysiert.

Tabelle 5-7: OLS-Basismodell mit IKT- und HGT-Parameter für den Stromverbrauch von sieben betrachteten EU- Ländern zwischen 2008-2017 zur Untersuchung des IKT-Parameters.

	AUT	FIN	GRC	DEU	FRA	ESP	ITA
C	6,35 [1,35]	-0,23 [-0,09]	-7,24 [-8,43]	-0,67 [-0,15]	2,54 [0,62]	1,69 [0,19]	-0,52 [-0,14]
α	-0,41 [-1,36]	-0,24 [-1,63]	-	-	-	-	-
β	-	0,97 [2,15]	0,48 [3,16]	0,83 [2,38]	0,19 [0,39]	0,04 [0,04]	0,52 [1,16]
λ	-	-	0,69 [5,18]	0,55 [1,20]	0,03 [0,09]	0,11 [0,12]	0,04 [0,11]
Π	0,12 [1,24]	-	0,01 [0,21]	-	-	0,31 [0,67]	0,14 [0,66]
Ω	0,23 [2,46]	0,23 [2,01]	0,47 [10,16]	0,02 [0,20]	0,22 [2,86]	0,06 [0,60]	0,07 [0,45]
A	-0,38	-0,20	-	-	-	-	-
B	-	0,81	1,54*	1,86*	0,20	0,04	0,54
P	0,11	-	0,03	-	-	0,35	0,15
R²	0,909	0,718	0,986	0,669	0,768	0,809	0,762
F-Test	8,01	2,04	23,26	1,62	2,65	3,38	2,56
AIC	28,66	24,26	29,13	25,33	25,30	22,10	22,98
SBC	27,75	23,35	28,07	24,43	24,40	21,19	22,07
DW	1,97	2,77	3,04	2,24	1,56	2,02	2,21

Die t-Werte für die Signifikanz sind in eckigen Klammern unterhalb der Koeffizienten angegeben.

Das Bestimmtheitsmaß R^2 liegt in allen Ländern über 50% und haben damit eine ausreichende Beschreibungskraft. Die Werte bewegen sich zwischen 66,9% in DEU und 98,6% in GRC. Es ist aber zu

bedenken, dass GRC korrigiert wurde. Die R^2 Werte liegen auf Grund der Auslegung des Bestimmtheitsmaßes in allen Ländern über jenem vom Basismodell mit IKT. Für eine zuverlässige Aussage muss der R^2 Wert wieder in Kontext mit den restlichen Prüfgrößen gesehen werden. Die größte Steigerung zum IKT erweiterten Modell ist in FRA festzustellen. Durch die Einbeziehung der HGT erhöht sich die Beschreibungskraft in FRA um etwa 47%.

Der F-Test zeigt in allen Ländern einen ausreichenden Unterschied zu Null und untermauert damit die R^2 -Werte. Passend zum niedrigsten R^2 -Wert in DEU ist auch der F-Test in DEU am niedrigsten mit einem Wert von 1,62. GRC weist mit Abstand den höchsten F-Wert auf mit 23,26, passend zum höchsten Bestimmtheitsmaß. Der nächsthöhere F-Test ist in AUT zu finden mit 8,01 wie auch bei den R^2 -Werten mit 90,9%. Die Werte sind allerdings generell als niedrig einzustufen. Im Vergleich zum IKT erweiterten Modell hat sich die F-Statistik in DEU und ESP durch den HGT-Parameter verschlechtert. Das kann bereits ein Hinweis darauf sein, dass die HGT in diesen beiden Ländern keine Verbesserung des Modells erbracht haben. In den restlichen Ländern AUT, FIN, GRC, FRA und ITA hat sich der F-Wert erhöht im Vergleich zum IKT erweiterten Modell.

Die Informationskriterien AIC und SBC decken sich wieder gegenseitig bei ihren Bewertungen für die Länder. Das strengere SBC liegt bei der Bewertung wieder etwas unterhalb vom AIC. Nach den Informationskriterien AIC und SBC besitzt GRC das beste Modellfit durch die Erweiterung mit den HGT und ESP das schlechteste. Die Bewertungsskala erstreckt sich dabei von 21,19 beim SBC in ESP (22,10 beim AIC) bis zu 28,07 beim SBC in GRC (29,13 beim AIC). Im Vergleich mit den IKT erweiterten Modellen ergeben sich für vier Länder AUT, FIN, GRC und FRA eine Verbesserung des Modells durch die Einbeziehung der HGT. Für DEU, ESP und ITA hat sich durch die abermalige Erweiterung keine Verbesserung des Modells gezeigt.

Die Durbin-Watson Statistik zeigt in den meisten Ländern einen unbedenklichen Wert. Der Wert für FRA mit 1,56 liegt zwar eher an der unteren Grenze, hat aber bei der Auswertung keine serielle Korrelation gezeigt. Etwas hoch liegen hingegen FIN und GRC, wobei der hohe Wert in GRC durch eine signifikante serielle Korrelation beim Modell bestätigt wurde. GRC wurde wie bereits erwähnt, deshalb mittels AR-Error (Cochrane Orcutt) Methode korrigiert. FIN hat zwar einen etwas erhöhten DW-Wert, zeigt bei den Modellergebnissen aber keine signifikante serielle Korrelation und muss daher nicht korrigiert werden. Bei den restlichen Ländern AUT, DEU, ESP und ITA zeigen sich keine Anzeichen von Autokorrelation mit Hilfe vom DW-Wert.

Die kurzfristigen Strompreiselastizitäten α haben lediglich in AUT und FIN einen plausiblen negativen Zusammenhang mit dem Stromverbrauch ergeben. In GRC, DEU, FRA, ESP und ITA haben die α -Elastizitäten keinen sinnvollen Zusammenhang gezeigt und wurden daher aus den Ergebnissen entfernt. Die Werte für AUT mit -0,41 und FIN mit -0,24 sind jedoch beide nicht signifikant und haben daher keinen Einfluss auf den Stromverbrauch. Durch die Erweiterung mit den HGT hat sich an der Anzahl der Länder mit plausiblen Werten nichts verändert. Auch beim Modell mit der IKT Erweiterung hat sich lediglich für AUT und FIN eine plausible α -Elastizität ergeben. Die Unterschiede bei den Elastizitätswerten zwischen IKT erweiterten Modell und dem nochmaligen erweiterten Modell sind im 0,0-Bereich und damit sehr geringfügig.

Die kurzfristige Einkommenselastizität β ist in sechs von sieben Ländern plausibel, nur in AUT ergibt sich ein unplausibler negativer Wert. Von den sechs Ländern ist das Einkommen in FIN, GRC und DEU signifikant und in FRA, ESP und ITA nicht. Das bedeutet in FIN, GRC und DEU hat das kurzfristige Einkommen einen Einfluss auf den Stromverbrauch. Im Vergleich mit dem typischen Wertebereich für

das Einkommen von 0,6-1,4 laut Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-5) erfüllen FIN mit 0,97 und DEU mit 0,83 diesen recht gut. GRC liegt etwas unterhalb mit einem Wert von 0,48. Das heißt würde man das Einkommen in GRC um 10% erhöhen, erhöht sich der Stromverbrauch um 4,8%. Das ist allerdings eine eher unelastische Nachfrage, da sich der Stromverbrauch eher geringfügig erhöht im Vergleich zum Einkommen. Die nicht signifikanten β -Werte für FRA, ESP und ITA liegen alle unterhalb des typischen Wertebereichs, also unterhalb von 0,6. Durch die nochmalige Erweiterung mit den HGT sind noch zusätzlich die β -Elastizitäten in FRA und ESP plausibel, im Vergleich zum IKT erweiterten Modell. Die vergleichbaren Signifikanzen in FIN, GRC, DEU und ITA zwischen IKT und nochmaligen HGT erweiterten Modell, hat sich in FIN und GRC verändert. Das kurzfristige Einkommen ist in FIN und GRC im vorigen Modell nicht signifikant und nach der HGT Erweiterung schon. Die größte Änderung zwischen den β -Werten vom IKT erweiterten Modell und dem nochmaligen HGT erweiterten Ergebnis tritt in GRC auf. Die Differenz beträgt etwa 0,2 zwischen den Modellergebnissen in GRC. Durch die HGT Erweiterung erhöhen sich die β -Werte in FIN, GRC und ITA, sinkt allerdings in DEU.

Der Koyck Lag λ ergibt in GRC, DEU, FRA, ESP und ITA einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. In AUT und FIN hat sich kein sinnvoller Koeffizient ergeben und daher aus den Ergebnissen entfernt. Von den fünf Ländern hat nur GRC einen signifikanten Lag und DEU, FRA, ESP und ITA nicht. Der Koeffizient in GRC ist mit 0,69 höher als 0,5 und somit als kritisch zu betrachten. Durch die HGT Erweiterung hat sich zusätzlich ein plausibler Wert in FRA ergeben. Außerdem hat sich die Signifikanz in GRC verändert, was aber auch durch die nötige Korrektur im HGT erweiterten Modell passiert sein kann.

Die kurzfristige IKT-Elastizität Π weist in AUT, GRC, ESP und ITA einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. In FIN, DEU und FRA ergibt sich kein plausibler Zusammenhang. Alle plausiblen Werte sind jedoch nicht signifikant und haben daher keinen Einfluss auf den Stromverbrauch. GRC weist einen extrem niedrigen Wert auf mit 0,01. AUT und ITA liegen beide bei einem Π -Elastizitätswert von ca. 0,13 und ESP etwas höher bei 0,31. Im Vergleich zum IKT erweiterten Modell, hat die HGT Erweiterung zusätzlich einen plausiblen Wert in GRC ergeben. Allerdings ist der Koeffizient in FRA nach der HGT Erweiterung nicht mehr plausibel im Vergleich zum vorhergehenden Modell. Die Signifikanzen haben sich durch den HGT-Parameter nicht verändert. Generell haben sich die Werte durch den zusätzlichen HGT-Parameter in AUT erhöht, in ESP und ITA hingegen verringert. Die auftretenden Änderungen sind allerdings sehr geringfügig.

Die kurzfristige HGT-Elastizität Ω weist in allen sieben Ländern einen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch auf. Der Koeffizient ist in AUT, FIN, GRC und FRA signifikant und in DEU, ESP und ITA nicht. Die signifikanten Werte liegen alle in einem Bereich zwischen 0,22 in FRA und 0,47 in GRC. Das heißt, die HGT haben einen eher unelastischen Einfluss auf den Stromverbrauch. Die Ω -Werte der nicht signifikanten Länder DEU, ESP und ITA liegen alle unterhalb von 0,08.

Die langfristige Strompreiselastizität A weist äquivalent zu α nur in AUT mit -0,38 und FIN mit -0,20 einen plausiblen negativen Zusammenhang mit der Nachfrage auf. Durch den unplausiblen λ -Koeffizienten sind die langfristigen Werte niedriger als die kurzfristigen. Dasselbe Bild hat sich bereits im IKT erweiterten Modell gezeigt. Damit können die Koeffizienten zwar zahlenmäßig verglichen werden, haben jedoch für die Praxis keinen sinnvollen Informationsgehalt. Durch die HGT Erweiterung ergeben sich nur sehr geringfügige Änderungen, wobei der A -Koeffizient in AUT steigt und in FIN sinkt.

Die langfristige Einkommenselastizität B ist gleich wie bei β in allen Ländern plausibel, abgesehen von AUT. In FIN verursacht der unplausible λ -Koeffizient einen niedrigeren B -Wert als β -Wert. Das ist auch im IKT erweiterten Modell für FIN so. Von den restlichen Ländern GRC, DEU, FRA, ESP und ITA erfüllt keines den typischen Wertebereich von 0,6 bis 1,4. GRC und DEU liegen darüber mit B -Werten von 1,54 für GRC und 1,86 für DEU. Die Ergebnisse für die B -Werte in GRC und DEU sind sehr hoch und in Summe als nicht realistisch anzusehen. FRA, ESP und ITA liegen unterhalb des typischen Wertebereiches. Wobei ITA nur knapp drunter liegt und FRA und ESP deutlich niedriger sind. Im Vergleich mit dem IKT erweiterten Modell ist die Änderung des B -Koeffizienten in DEU und ITA nur geringfügig. In GRC hingegen ist eine Differenz von etwa 1,0 bemerkbar. Obwohl dies neben dem zusätzlichen HGT Koeffizienten auch an der nötigen Korrektur für GRC liegen kann.

Die langfristige IKT-Elastizität P ist wie Π für AUT, GRC, ESP und ITA soweit plausibel mit einem positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. Durch den unplausiblen λ -Koeffizienten ergibt sich in AUT ein geringerer P -Wert als Π -Wert. Das war auch schon beim IKT erweiterten Modell der Fall. GRC weist einen sehr niedrigen P -Wert auf und ESP den höchsten mit 0,35. Verglichen mit dem IKT erweiterten Modell für ESP und ITA sind die P -Werte nach der HGT Erweiterung etwas niedriger als zuvor.

Die langfristige HGT-Elastizität O wurde aufgrund der vorhergehenden Ergebnisse bei den OLS- und ARDL-Auswertungen aus der Tabelle 5-7 entfernt.

5.4 Szenarien Modelle

Die Szenarien eines Landes sollen die voraussichtliche Entwicklung des Stromverbrauchs unter den wahrscheinlichsten Bedingungen zeigen. Als Grundlage dienen die besten Modelle aus der vorigen OLS-Auswertung. Für die Ermittlung des besten Gesamtmodells wird das Schwarz-Bayesian Kriterium herangezogen. Das Modell mit dem höchsten SBC-Wert ist jenes mit dem besten Modellfit und liefert die Koeffizienten für die Szenarien. In Tabelle 5-8 sind die SBC Werte aus allen Modellvarianten für alle Länder angegeben. Die farblich hinterlegten SBC Werte geben jene Modellvariante für jedes Land an, die für die Szenarien verwendet wird.

Tabelle 5-8: Modellauswahl für die Szenarien mit Hilfe des Schwarz-Bayesian Kriteriums. BM ... Basismodell, IKT ... Parameter von Informations- und Kommunikationstechnik, HGT ... Parameter von den Heizgradtagen

	AUT	FIN	GRC	DEU	FRA	ESP	ITA
BM	25,07	21,23	17,83	22,28	21,08	22,35	22,72
BM+IKT	24,29	21,02	16,68	25,53	19,99	21,91	22,98
BM+IKT+HGT	27,75	23,35	28,07	24,43	24,40	21,19	22,07

Es zeigt sich also für die meisten Länder das Basismodell mit der IKT und der HGT Erweiterung als bestes Modell. Für DEU und ITA liefert das IKT erweiterte Modell die Koeffizienten und in ESP das Basismodell. Die Auswahl deckt sich mit dem AIC und den korrigierten Bestimmtheitsmaßen (Werte im Anhang in Tabelle). Die Werte des Stromverbrauchs setzen ab 2018 ein und die möglichen Veränderungen durch die Zukunftsentwicklungen der Szenarien bis 2040 grafisch dargestellt. Variiert wird der Strompreis (SP) und der IKT-Faktor mit den wahrscheinlichsten Änderungsraten. Das Einkommen und die Heizgradtage werden mit der wahrscheinlichsten Änderungsrate fortgeführt. In ESP wird statt der Informations- und Kommunikationstechnologie das Einkommen variiert. Um ein Ergebnis für die Szenarien zu erhalten, müssen alle Koeffizienten des jeweiligen Modells miteinbezogen werden. Enthält das ausgewählte Modell nach Schwarz-Bayesian unplausible Koeffizienten, so werden diese ersetzt. Die eingesetzten Richtwerte für den kurzfristigen Strompreis und das kurzfristige Einkommen

stammen aus dem Skriptum (R. Haas, 2013, pp. 5-4, 5-5). Muss der kurzfristige Strompreis ersetzt werden, so ist der Richtwert -0,5. Muss das kurzfristige Einkommen ersetzt werden, wird der Richtwert von 1,0 eingesetzt. Bei den Szenarien können die Signifikanzen der jeweiligen Parameter nicht miteinbezogen werden und gelten daher alle grundsätzlich als einflussreich auf den Stromverbrauch. Die Koeffizienten, die zur Erstellung der Szenarien verwendet wurden, sind immer beim Szenario für das jeweilige Land angegeben. Die möglichen Entwicklungen des Stromverbrauchs werden bis zum Jahr 2040 fortgeführt und analysiert. Die Abkürzung für das Basismodell ist BM, für das Basismodell mit der IKT Erweiterung BM+IKT und für das nochmals um die HGT erweiterte Modell BM+IKT+HGT. Die Koeffizienten sind wieder bezeichnet mit Konstante K , kurzfristige Strompreiselastizität α , kurzfristige Einkommenselastizität β , kurzfristige IKT-Elastizität Π , kurzfristige HGT-Elastizität Ω und der Koyck Lag mit λ .

Nach diesen Vorgaben können für vier der sieben betrachteten Länder eine Szenarioanalyse durchgeführt werden. Finnland, Deutschland und Frankreich weisen einen negativen Koeffizienten beim IKT Faktor auf. Nachdem ein positiver Zusammenhang unterstellt wurde kann für diese Länder kein geeignetes Szenario erstellt werden. Die Szenarien für Österreich, Griechenland, Spanien und Italien sind im Folgenden für jedes Land grafisch dargestellt. Auf der horizontalen x-Achse ist die Zeit in Jahren aufgetragen und auf der vertikalen y-Achse die Veränderung des Stromverbrauchs in %.

5.4.1 Österreich

Das beste Modell für Österreich ist das Basismodell (BM) +IKT+HGT. Die Ergebnisse der Szenarien sind in Abbildung 5-7 dargestellt. Der Koeffizient für das kurzfristige Einkommen hat als Ergebnis keinen plausiblen positiven Zusammenhang mit dem Stromverbrauch. Daher wurde der β -Wert mit dem Richtwert 1,0 ersetzt. Um die Veränderung des Stromverbrauchs ersichtlich zu machen sind die Stromverbrauchswerte auf den Wert im Jahr 2018 bezogen. Die t-Statistik ist neben den Koeffizienten in eckigen Klammern angegeben.

Modell mit IKT & HGT am Besten				
Konstante K	6,35	[1,35]	hoher SP	+4%/Jahr
Strompreis α	-0,41	[-1,36]	moderater SP	+2%/Jahr
Einkommen β	1,00		hohes IKT Wachstum	+3%/Jahr
IKT-Sektor Π	0,12	[1,24]	niedriges IKT Wachstum	+1%/Jahr
Heizgradtage Ω	0,23	[2,46]	moderates Einkommen	+2%/Jahr
Koyck Lag λ	-0,08	[-0,18]	HGT	-0,1%/Jahr

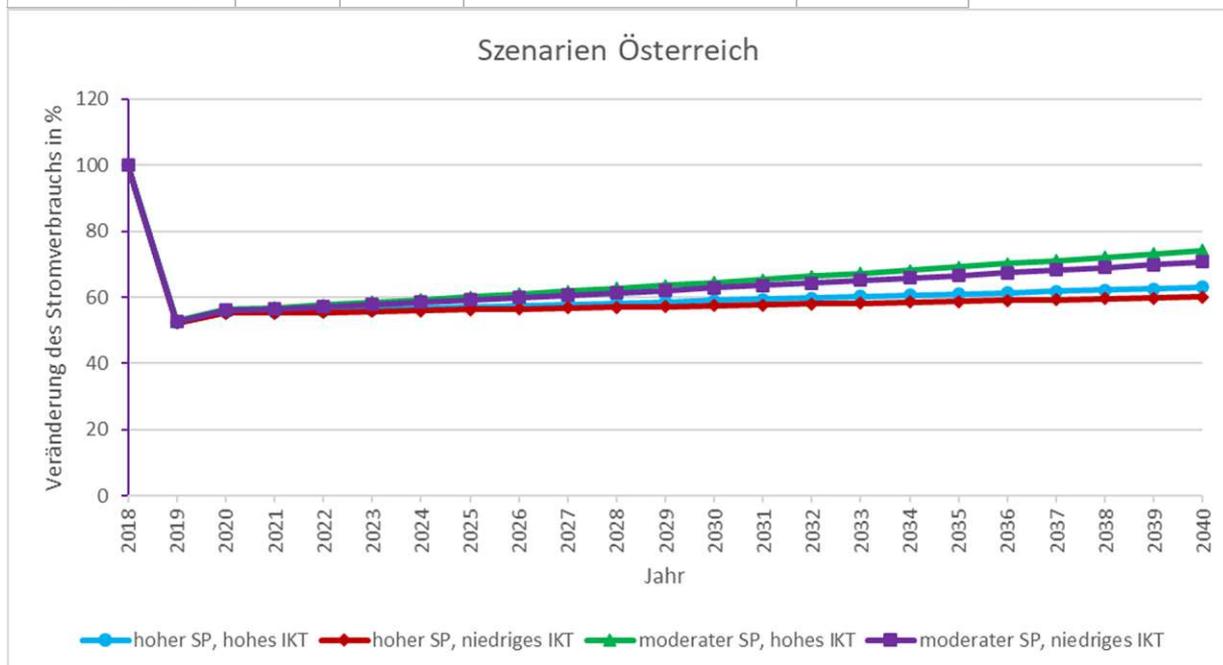


Abbildung 5-7: Das Szenario und die Koeffizienten für Österreich bis zum Jahr 2040.

Der anfängliche Abfall kommt durch den ersetzten β -Koeffizienten zustande. Die hauptsächliche Aufteilung erfolgt durch den Strompreis (SP), wobei ein moderater Strompreis zu einem stärkeren Verbrauch führt. Ein hoher Strompreis vermindert den Verbrauch. Kleinere Unterschiede bei den Szenarien entstehen durch den IKT-Sektor. Bei erhöhtem IKT Wachstum steigt auch der Stromverbrauch mehr als bei niedrigem IKT Wachstum. Dieses Verhalten ist ebenfalls plausibel. Der Verbrauch für alle vier Szenarien liegt im Jahr 2019 bei etwa 52%. Bis zum Jahr 2040 steigert sich der Verbrauch wieder. Die höchste Verbrauchssteigerung beim grünen Szenario (moderater SP, hohes IKT) beträgt 12% bis zum Jahr 2040. Die niedrigste Steigerung beim roten Szenario (hoher SP, niedriges IKT) beträgt 8%. Die wahrscheinlichste prozentuelle Veränderung des Stromverbrauchs bis zum Jahr 2040 liegt also zwischen 8% und 12% in Österreich.

5.4.2 Griechenland

Auch in Griechenland ist das BM+IKT+HGT das Beste aller 3 Modellvarianten. Die Ergebnisse aus der Szenarien Analyse sind in Abbildung 5-8 dargestellt. Der Koeffizient des kurzfristigen Strompreises hat ein unplausibles Ergebnis und wurde daher mit dem Richtwert von -0,5 ersetzt. Die t-Statistik ist wieder neben den Koeffizienten in eckigen Klammern angegeben.

Modell mit IKT & HGT am Besten				
Konstante K	-7,24	[-8,43]	hoher SP	+4%/Jahr
Strompreis α	-0,50		moderater SP	+2%/Jahr
Einkommen β	0,48	[3,16]	hohes IKT Wachstum	+3%/Jahr
IKT-Sektor Π	0,01	[0,21]	niedriges IKT Wachstum	+1%/Jahr
Heizgradtage Ω	0,47	[10,16]	moderates Einkommen	+2%/Jahr
Koyck Lag λ	0,69	[5,18]	HGT	-0,1%/Jahr

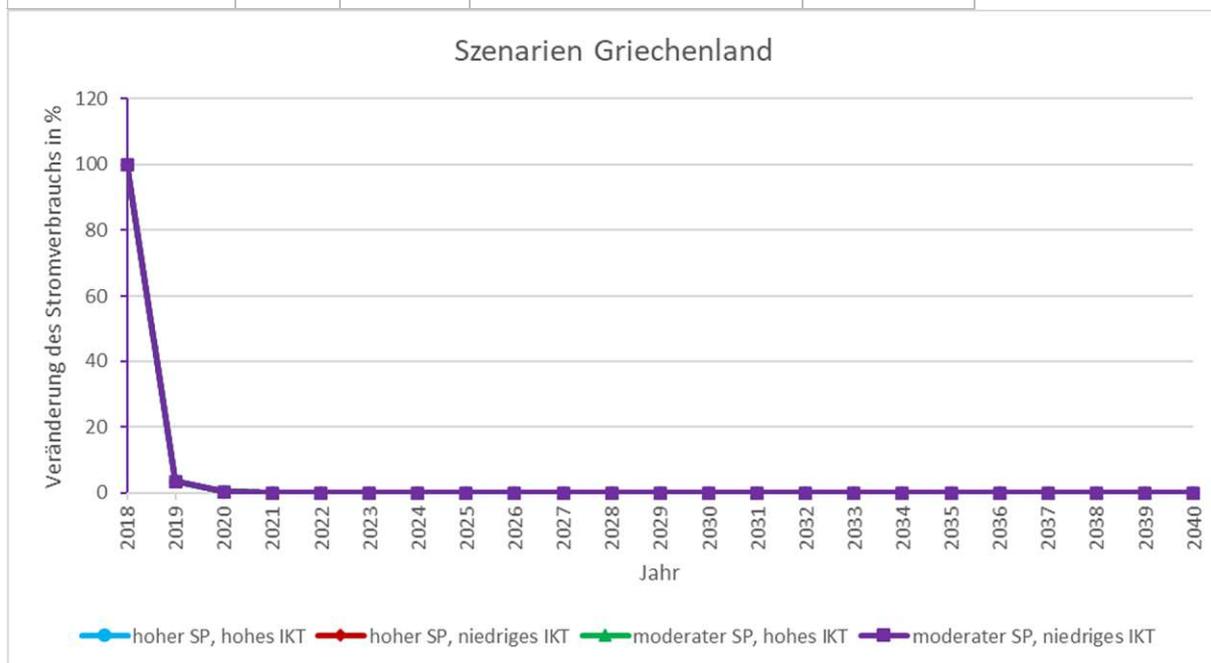


Abbildung 5-8: Das Szenario und die Koeffizienten für Griechenland bis zum Jahr 2040.

Ausgehend vom Stromverbrauch im Jahr 2018 sinkt die Nachfrage für alle Szenarien extrem stark ab. Das ist nicht plausibel und gilt für alle Szenarien in Griechenland. Aus diesem Szenario können also keine hilfreichen Schlüsse gezogen werden.

5.4.3 Spanien

Spanien ist das einzige Land, bei dem das Basismodell das beste Modellfit ergeben hat. Aus diesem Grund wird hier anstatt des IKT-Parameters, das Einkommen variiert. Die Szenarien in Abbildung 5-9 zeigen also das Verbrauchsverhalten in Spanien, wenn der Strompreis und das Einkommen verändert wird. Das Einkommen wird zwischen +1% für ein niedriges Einkommenswachstum und +3% für ein hohes Einkommenswachstum variiert. Bei den Modellkoeffizienten für Spanien war der Strompreis unplausibel und wurde durch den Richtwert von -0,5 ersetzt. Die t-Statistik ist neben den Koeffizienten in eckigen Klammern angegeben.

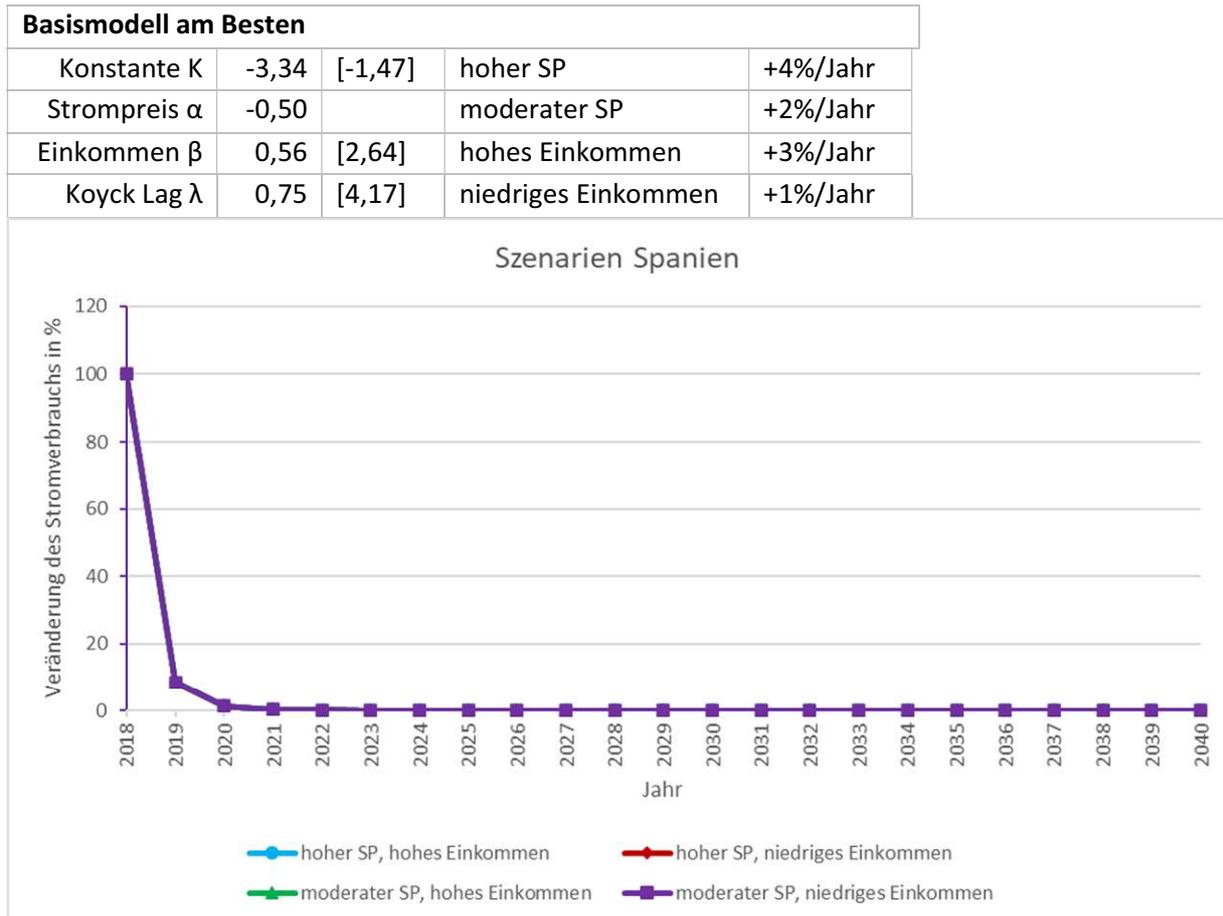


Abbildung 5-9: Das Szenario und die Koeffizienten für Spanien bis zum Jahr 2040.

Wie bereits in Griechenland fällt der Verbrauch sehr stark ab. Ausgehend vom Stromverbrauch im Jahr 2018 sinkt die Nachfrage für alle Szenarien sehr schnell ab. Das ist in Summe nicht plausibel. Aus diesem Szenario können also ebenfalls keine hilfreichen Schlüsse gezogen werden.

5.4.4 Italien

Für Italien hat sich als bestes Modell das Basismodell mit der IKT Erweiterung ergeben. Die Ergebnisse der 4 Szenarien daraus sind in Abbildung 5-10 zu sehen. Bei den Ergebniskoeffizienten musste die kurzfristige Strompreiselastizität ersetzt werden. Wegen einem unplausiblen positiven Zusammenhang, wird der α -Wert durch den Richtwert von -0,5 ersetzt. Die t-Statistik ist neben den Koeffizienten in eckigen Klammern angegeben.

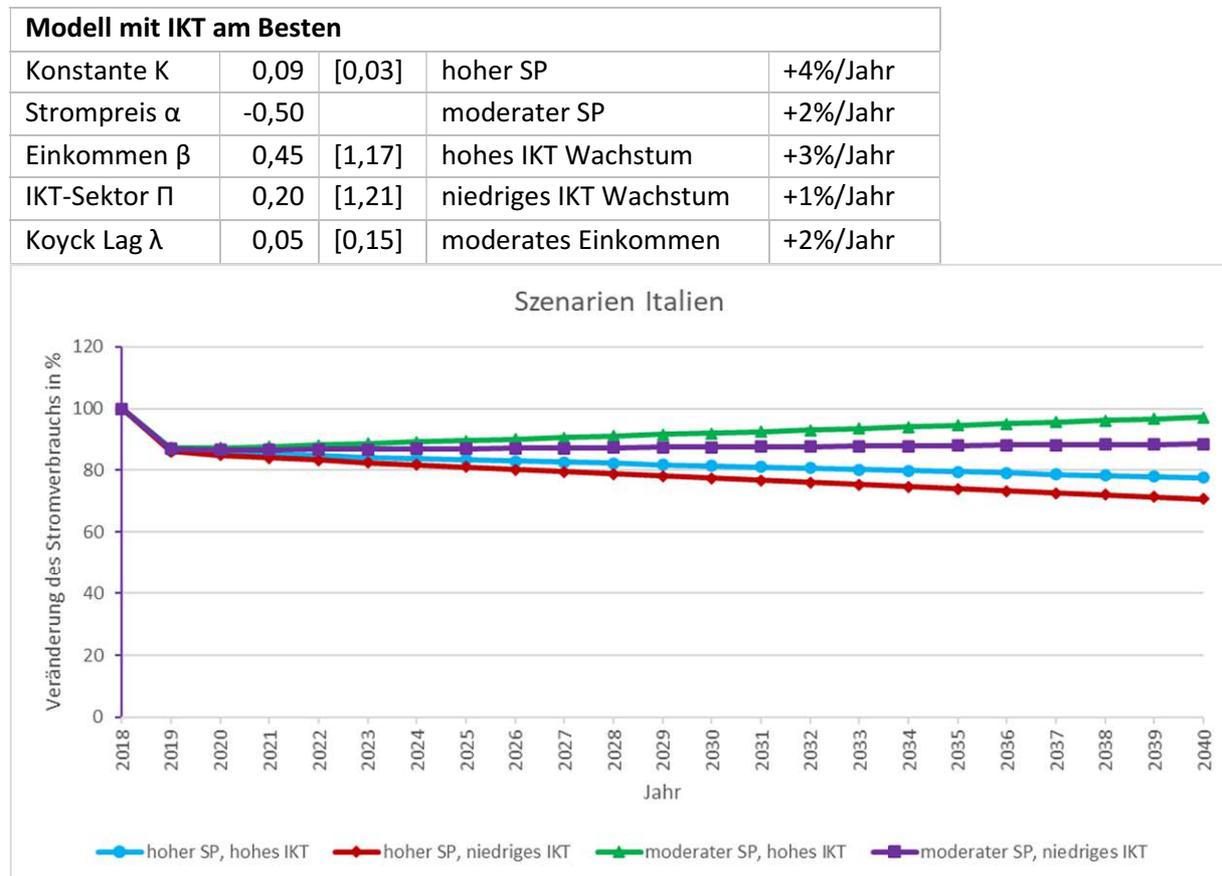


Abbildung 5-10: Das Szenario und die Koeffizienten für Italien bis zum Jahr 2040.

Die Hauptaufteilung der Szenarien wird durch den Strompreis bestimmt und in zweiter Instanz durch den IKT-Koeffizienten. Die Szenarien mit moderatem Strompreis (grün, lila) bewirken einen höheren Verbrauchsanstieg als jene mit hohem Strompreiswachstum (rot, blau). Das Verhalten des Stromverbrauchs ist damit plausibel. Durch ein hohes IKT Wachstum erhöht sich die Nachfrage stärker als bei niedrigem IKT Wachstum. Das ist ein plausibles Verhalten für die Nachfrage. Zunächst sinkt der Verbrauch für alle vier Szenarien auf etwa 86%. Bis zum Ende der betrachteten Zeitspanne im Jahr 2040, steigt der Verbrauch mit moderatem Strompreis (grün, lila). Die Steigerung beträgt bei hohem IKT-Wachstum 11% und bei niedrigem IKT-Wachstum um 2%. Das erscheint als sehr gering. Bei einem hohen Strompreis (blau, rot), sinkt die Nachfrage bis zum Jahr 2040. In Kombination mit einem hohen IKT-Wachstum beträgt die Reduzierung 9% und mit einem niedrigen IKT-Wachstum 16%. Das ist eher ungläubwürdig.

6 Schlussfolgerung und Ausblick

Bei der Basisauswertung zwischen 1978 und 2017 mit Hilfe von OLS-Schätzverfahren haben sich für alle Länder brauchbare Ergebnisse gezeigt. Dasselbe kann auch über die Auswertung mit dem ARDL-Schätzverfahren ausgesagt werden. Nach der Erweiterung mit den Heizgradtagen hat sich für acht von zehn Ländern eine plausible Schätzung gezeigt. Durch den Vergleich von OLS- und ARDL-Methode hat sich die Eignung der Methoden für diese Auswertungen bestätigt. Bis auf wenige Abweichungen bei den Koeffizienten, haben die OLS- und ARDL-Methode übereinstimmende Ergebnisse geliefert.

Das Einkommen hat sich in Summe als ein sehr einflussreicher Parameter in den Ländern erwiesen. Das Ausmaß des Einflusses auf den Stromverbrauch ist allerdings unterschiedlich und lassen keine auffälligen geografischen oder politischen Zusammenhänge erkennen. Im Basismodell war der Einfluss des Einkommens bei der Mehrheit der Länder bereits zu erkennen. Nach der Erweiterung mit den HGT hat sich der Einfluss des Einkommens ebenfalls ausgeweitet und hat sich bei der ARDL-Methode in allen ausgewerteten Ländern als einflussreich erwiesen. Allerdings eignet sich das Einkommen nur bedingt als Instrument zur Regulierung der Nachfrage. Das Einkommen kann nur schwer beeinflusst werden und wenn, dann nur in einem zeitlich trägem Ausmaß. Indirekt könnte dies zum Beispiel über Steuern passieren. Durch erhöhte Steuern könnte sich das Einkommen reduzieren und in weiterer Folge auch das Verbrauchsverhalten ändern. Es ist aber wie gesagt eher unpraktisch zur Handhabung des Stromverbrauchs. Für die Beschreibung und Abschätzung der Nachfrage ist und bleibt das Einkommen aber ein wichtiger Faktor.

Weitere Koeffizienten wie der Strompreis und die Heizgradtage sind nicht in allen Ländern signifikant. Der Einfluss vom Strompreis hat sich mehrheitlich als eher geringfügig auf den Verbrauch herausgestellt. Das heißt, bei wenigen Ländern zeigt sich der Strompreis als gänzlich ungeeignetes Mittel zur Nachfragesteuerung. Bei der Mehrheit der Länder wäre der Strompreis, nur ein begrenzt wirksames Instrument zur Verbrauchsregulierung. Dennoch wird der Strompreis gerne als Instrument genutzt, da er relativ leicht von Wirtschaft und Politik beeinflusst werden kann. Dies könnte wieder über Steuern realisiert werden.

Die Heizgradtage zeigen ebenfalls nur in manchen Ländern einen Einfluss und mit teils sehr unterschiedlichem Ausmaß. Dabei war ein gewisser geografischer Zusammenhang feststellbar. In Österreich, Finnland und Deutschland erweisen sich die HGT bei einer oder beiden Methoden als einflussreich auf den Stromverbrauch. Der Einfluss der Heizgradtage ist in Finnland am höchsten von allen Ländern. Nachdem die Heizgradtage ein Repräsentant für den klimatischen Einfluss sind können sie nicht zur aktiven Steuerung eingesetzt werden. Die Ergebnisse für die langfristige Heizgradtagelastizität hat sich in allen Ländern als unplausibel gezeigt.

Die Ausprägung des Lags hat sich für die kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten als unterschiedlich wirksam gezeigt. Durch die verteilten Lags in der ARDL-Methode haben sich die kurzfristigen Elastizitäten im Vergleich zu den Koeffizienten aus der OLS-Methode unterschiedlich verhalten. Der Lag in der ARDL-Methode bewirkt höhere kurzfristige Strompreiselastizitäten und Einkommenselastizitäten gegenüber jenen in der OLS-Methode. Bei den kurzfristigen Heizgradtagen war der Einfluss eines Lags beim ARDL-Modell so gut wie unwirksam. Der Lag hat zu keiner nennenswerten Abweichung von dem ARDL-Ergebnis gegenüber dem OLS-Koeffizienten geführt. Ein Trend im ARDL-Modell hat grundsätzlich denselben Effekt wie ein Lag gezeigt, allerdings mit geringerem Ausmaß der Auswirkungen auf die Koeffizienten.

Die langfristigen Koeffizienten waren bei der OLS- und ARDL-Methode überwiegend etwa gleich und haben sich nur vereinzelt unterschieden. Differenzen kommen durch die nötige Einbeziehung eines Trends bei der ARDL-Auswertung zustande. Die langfristigen Einkommenselastizitäten haben bei einer Abweichung stets einen niedrigeren ARDL-Wert als beim OLS-Ergebnis gezeigt. Überwiegend haben die langfristigen Elastizitäten in einem Land plausible Werte geliefert als die kurzfristigen.

Lags bei der ARDL-Auswertung für Strompreis und bei den Heizgradtagen sind eher selten vorgekommen und es ist zu hinterfragen, ob diese hier wirklich Sinn machen. Ein Lag beim Einkommen ist hingegen sehr oft aufgetreten und bedeutet einen Einfluss von vorhergehenden Einkommen auf den momentanen Stromverbrauch.

Für eine erste Untersuchung des Informations- und Kommunikationstechniksektors mittels linearer Regression hat sich die OLS-Methode als brauchbar erwiesen. Die verkürzte betrachtete Zeitspanne zwischen 2008-2017 hat sich dabei als schwieriger für die Analyse gezeigt. Dadurch hat sich die Qualität der Modelle grundsätzlich stark verringert.

Anhand der drei Modellvarianten hat sich in den meisten Ländern keine Verbesserung durch den IKT-Parameter ergeben. Durch die Einbeziehung des IKT-Faktors im Modell hat sich überwiegend keine verbesserte Beschreibungskraft gezeigt. Das bedeutet, dass der IKT-Parameter bei den meisten untersuchten Ländern keinen sinnvollen beschreibenden Faktor für den Stromverbrauch darstellt. Einzig in DEU und ITA hat sich dadurch ein besseres Modell ergeben. Wobei die Beschreibungskraft in DEU sehr stark gestiegen ist und in ITA eher geringfügig.

Über die Signifikanz des IKT-Parameters können keine brauchbaren Schlüsse gezogen werden. Durch die relativ kurze Zeitreihe haben sich die Koeffizienten generell oft als nicht signifikant gezeigt. Nur sehr vereinzelt weisen die Koeffizienten einen Einfluss auf den Stromverbrauch auf. Grundsätzlich hat sich der IKT-Sektor also als weniger brauchbare beschreibende Variable für den Stromverbrauch herausgestellt. Für eine aufbauende Arbeit wäre eine längere Zeitreihe die untersucht werden kann, empfehlenswert. Bei den Ländern in denen der IKT-Parameter eine Verbesserung erbracht hat, wäre eine weiterführende Untersuchung mit der ARDL-Methode interessant. Mit der ARDL-Methode könnte ein Unterschied zwischen der Signifikanz von kurzfristigen IKT-Parameter und langfristigen Parameter genauer differenziert werden. Wie beim Einkommen wäre dabei eine Signifikanz zwischen langfristigen IKT-Parameter und Stromverbrauch durchaus realistisch.

Die Auswahl der besten Modelle für die Szenarien mittels Schwarz-Bayesian Kriterium hat sich als teilweise verwirrend erwiesen. Hauptsächlich weil unterschiedliche Definitionen, wie das SBC beim Modellvergleich einzusetzen ist, existieren. Bei den Szenarien selbst hat sich in Summe ein unplausibles Verbrauchsverhalten gezeigt. Für Finnland, Deutschland und Frankreich konnte keine Szenarioanalyse durchgeführt werden. In den verbleibenden vier Ländern haben zwei keine sinnvollen Szenarien gezeigt und zwei eher unglaubwürdige Ergebnisse geliefert.

Zukünftig sollte auch der Stromverbrauchssektor von Handel und Dienstleistung im Auge behalten werden, da dieser immer mehr Anteil am Verbrauch eines Landes ausmacht. Dies könnte auf lange Sicht die Veränderung der Gewichtung des Strompreises notwendig machen.

Literaturverzeichnis

- Amela Ajanovic, H. R., 2012. The role of efficiency improvements vs. price effects for modeling passenger car transport demand and energy demand-Lessons from European countries. *Energy Policy* 41, February, pp. 36-46.
- Austria, S., 2020. http://www.statistik.at/web_de/statistiken/wirtschaft/preise/energiepreise/index.html. [Online].
- Bahram Pesaran, M. H. P., 2009. *Time Series Econometrics using Microfit 5.0*, s.l.: s.n.
- degreedays.net, 2020. <https://www.degreedays.net/#generate>. [Online].
- Earth, G., 2020. <https://earth.google.com/web/>. [Online].
- Ed. Hölzel, 2002. *Hölzel-Weltatlas*. 8 Hrsg. Wien: Ed. Hölzel Ges.m.b.H.
- Energy Conservation Center, J., 2014. EDMC Handbook of Energy & Economic Statistics. In: s.l.:s.n., pp. 104-105.
- Eurostat, 2019. <https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do>. [Online].
- Eurostat, 2020. <https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do>. [Online].
- Eurostat, 2020. <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tin00074/default/table?lang=de>. [Online].
- Fischer, S., 2017. *Die deutsche Energiepolitik und das Energiebinnenmarktprogramm der EU-Kommission: Die Geschichte eines Systemkonflikts*. s.l.:Springer.
- Frondel Manuel, R. N., 2013. *Erstellung der Anwendungsbilanzen 2011 und 2012 für den Sektor private Haushalte*. RWI Projektberichte, s.l.: s.n.
- Haas Reinhard, B. P. Z. J. a. A. H., 1998. Impacts on electricity consumption of household appliances in Austria: a comparison of time series and cross-section analysis. *Energy Policy* 26, pp. 1031-1040.
- IEA, 2016. *Energy prices and taxes*, s.l.: s.n.
- IEA, 2018. iea.org/countries. [Online]
Available at: <https://www.iea.org/countries>
[Zugriff am 2021].
- IEA, 2019. <https://www.iea.org/statistics/balances/>. [Online].
- indexmundi, 2020. indexmundi.com. [Online]
Available at: <https://www.indexmundi.com/g/r.aspx?t=0&v=65&l=de>
[Zugriff am 14 05 2021].
- indexmundi, 2020. indexmundi.com. [Online]
Available at: <https://www.indexmundi.com/g/r.aspx?t=0&v=21&l=de>
[Zugriff am 14 05 2021].

- indexmundi, 2020. *indexmundi.com*. [Online]
Available at: <https://www.indexmundi.com/g/r.aspx?v=5&l=de>
[Zugriff am 14 05 2021].
- Matthias, S., 2013. *Bestimmung der Heiz-und Kühlgradtage im Alpenraum..* s.l.:Universität Wien.
- NOAA, 2019. *ftp://ftp.ncdc.noaa.gov/*. [Online].
- Nudell Thomas R., A. A. M. L. J. K. K. D. D., 2019. *Electricity Markets in the United States: A Brief History, Current Operations, and Trends*. s.l.:Springer.
- OECD, 2019. https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=SNA_TABLE1&lang=en#. [Online].
- Pfaffenberger Wolfgang, F. P. S., 2006. *Electricity Market Reform: An International Perspective*. s.l.:Elsevier Ltd..
- Prof.Dr. Horst Rottmann, P. B. R. A., 2018. *wirtschaftslexikon.gabler.de*. [Online]
Available at: <https://wirtschaftslexikon.gabler.de/definition/oekonometrie-42346/version-265697>
[Zugriff am 16 04 2021].
- R. Haas, N. N., 2013. *Skriptum Energiemodelle und Analysen*. s.l.:s.n.
- Richard Philipp, L. E.-L. E. T., 2017. *Analyse der mit erhöhtem IT-Einsatz verbundenen Energieverbräuche infolge der zunehmenden Digitalisierung*, s.l.: Deutsche Energie-Agentur GmbH.
- Schroer, K., 2021. *bwl-lexikon*. [Online]
Available at: <https://www.bwl-lexikon.de/wiki/szenarioanalyse/>
[Zugriff am 05 2021].
- Szczutkowski, D. A., 2018. *wirtschaftslexikon.gabler.de*. [Online]
Available at: <https://wirtschaftslexikon.gabler.de/definition/informations-und-kommunikationssysteme-iuk-39253/version-262666>
[Zugriff am 10 11 2020].
- ZAMG, 2006. *zamg.at*. [Online]
Available at: https://www.zamg.ac.at/cms/de/images/klima/bild_ip-klimawandel/klimazukunft/global/4-1-3_1_klimazonen
[Zugriff am 08 11 2020].
- Zapfel, P., 2018. *Ökonometrische Untersuchung der Einflussparameter auf den Stromverbrauch ausgewählter OECD-Länder..* Wien: TU Wien.

A. Anhang

Für die bessere Lesbarkeit sind zusätzliche Informationen, die aber primär nicht so wichtig sind in diesem Anhang zu finden.

A.1. Einleitungsbeispiel

Die genauen Zahlen für das Beispiel in der Einleitung sind hier im Detail aufgeführt. Zusätzlich ist angeführt wie sie ermittelt wurden und welche Annahmen dafür getroffen wurden.

Einleitungsbeispiel:

Quelle: Werte selbst ermittelt

Wecker	$5\text{W} \times 24\text{h} =$	0,12kWh
Licht LED für ca. 50W	$4,5\text{W} \times 3 \times 2\text{h} =$	0,027kWh
Kaffeemaschine	$1350\text{W} \times 10\text{min} =$	0,225kWh
Toaster 1000W	$1\text{kW} \times 10\text{min} =$	0,17kWh
Handy/Tablet (gemessen)		~0,01kWh
El. Zahnbürste (ständige Ladung)	$0,9\text{W} \times 24\text{h} =$	0,0216kWh
Geschirrspüler oder Waschmaschine (gemessen) (1 ECO Waschgang), (1 Leichtwaschgang)		~0,7kWh
	Summe	1,2736kWh \approx 1,3kWh

A.2. ADF Testergebnisse

In der Tabelle sind die Ergebnisse des ADF Tests für alle verwendeten Parameter in dieser Arbeit angegeben. In den runden Klammern ist die Lag Ordnung dokumentiert bei der die 5% oder die 1% Signifikanzgrenze unterschritten wurde. Die Maximale Lag Länge wurde mit 5 gewählt. In den geschwungenen Klammern ist der zugehörige kritische Wert angegeben. Bei Stromverbrauch, Strompreis und das Einkommen wurde die erste Differenz getestet und bei den Heizgradtagen die Level-Werte. Damit haben alle Variablen einen Integrationsgrad von 1 oder 0 und sind somit für eine Kointegrationsanalyse geeignet. In der folgenden Tabelle ist E_t der Stromverbrauch, p_t der Strompreis, y_t das Einkommen und HGT die Heizgradtage.

Tabelle A-1: ADF Testergebnisse für alle verwendeten Parameter und alle Länder

	$\Delta \log(E_t)$	$\Delta \log(p_t)$	$\Delta \log(y_t)$	$\log(\text{HGT})$
USA	-1,40 (2) {-2,80}	-2,30 (2) {-2,80}	-2,50 (4) {-2,87}	-3,14 (4) {-3,47}
JPN	-2,86 (1) {-2,98}	-2,37 (1) {-2,98}	-2,38 (1) {-2,98}	-2,47 (1) {-3,48}
AUT	-2,62 (2) {-2,80}	-2,18 (4) {-2,87}	-2,87 (4) {-2,87}	-3,47 (5) {-3,55}
FIN	-2,58 (2) {-2,80}	-2,57 (4) {-2,87}	-2,80 (4) {-2,87}	-3,48 (5) {-3,55}
GRC	-2,70 (1) {-2,98}	-2,23 (2) {-2,80}	-2,52 (0) {-2,93}	-2,81 (4) {-3,47}
DEU	-2,71 (2) {-2,80}	-2,36 (1) {-2,98}	-2,32 (2) {-2,80}	-3,25 (4) {-3,47}
IRL	-1,75 (1) {-2,98}	-2,63 (2) {-2,80}	-2,62 (1) {-2,98}	-3,34 (0) {-3,39}
FRA	-1,78 (2) {-2,80}	-2,41 (1) {-2,98}	-2,75 (2) {-2,80}	-3,44 (3) {-3,51}
ESP	-1,98 (1) {-2,98}	-2,31 (1) {-2,98}	-1,90 (0) {-2,93}	-3,16 (2) {-3,55}
ITA	-2,50 (1) {-2,98}	-3,39 (5) {-3,66}	-2,75 (0) {-2,93}	-3,21 (3) {-3,51}

A.3. AR-Errors (Cochrane Orcutt) korrigierte OLS-Modellergebnisse

In Tabelle A-2 sind die Ergebnisse der OLS-Basismodelle angegeben, die mittels AR-Error (Cochrane Orcutt) korrigiert wurden. Die Tabelle dient zum Vergleich mit den ARDL-Ergebnissen die serielle Korrelation aufweisen. Damit kann evaluiert werden, ob das jeweilige ARDL-Basismodell trotzdem verwendbare Werte aufweist. Beim Basismodell war das für Finnland, Griechenland und Italien nötig. Dabei ist C der konstante Term, α die kurzfristige Strompreiselastizität, β die kurzfristige Einkommenselastizität und λ der Koyck Lag. Die langfristigen Koeffizienten sind A für den Strompreis und B für das Einkommen.

Tabelle A-2: Ergebnisse von AR-Errors (Cochrane Orcutt) korrigierten OLS-Basismodellen für den Vergleich mit dem jeweiligen ARDL-Basismodell

	FIN	GRC	ITA
C	0,50 [4,41]	0,34 [0,61]	-1,56 [-3,74]
α	-0,08 [-2,02]	-0,05 [-0,96]	0,04 [0,95]
β	0,07 [1,08]	0,03 [0,33]	0,56 [5,02]
λ	0,88 [15,73]	0,94 [23,58]	0,52 [5,38]
A	-0,65	-0,86	0,08
B	0,58	0,48	1,168
R²	0,989	0,9953	0,9963
F-Test	735,8	1795,0	2179,8
AIC	79,62	84,68	104,59
SBC	75,46	79,91	100,43
DW	2,09	1,95	2,22

In Tabelle A-3 sind die Ergebnisse der um die Heizgradtage erweiterten OLS-Modelle angegeben, die mittels AR-Error (Cochrane Orcutt) korrigiert wurden. Diese Ergebnisse dienen zum Abgleich mit Ländern die bei der HGT erweiterten ARDL-Auswertung seriell korreliert sind. Durch den Vergleich kann evaluiert werden, ob die Ergebnisse trotzdem brauchbar sind. Bei den HGT erweiterten ARDL-Modellen war lediglich Italien seriell korreliert.

Tabelle A-3: Ergebnisse von AR-Errors (Cochrane Orcutt) korrigierten OLS-Basismodell mit Heizgradtagen für den Vergleich mit dem ARDL-Modell

	ITA
C	-1,90 [-2,85]
α	0,05 [1,12]
β	0,58 [4,99]
λ	0,50 [5,01]
Ω	0,02 [0,55]
R²	0,996
F-Test	1706,5
AIC	103,76
SBC	98,77
DW	2,22

A.4. Korrigiertes Bestimmtheitsmaß für die Modellwahl der Szenarien

Das korrigierte Bestimmtheitsmaß R^2 korr. berücksichtigt bei zusätzlichen Parametern, ob diese einen zusätzlichen Erklärungsgehalt liefern. Enthält der Parameter zusätzliche Informationen zur Erklärung der abhängigen Variable, so steigt der R^2 korr. Wert. Liefert der zusätzliche Parameter keinen zusätzlichen Erklärungsgehalt für die abhängige Variable, verringert sich der Wert von R^2 korr. Die korrigierten R^2 Ergebnisse für die Modelle zur Untersuchung des IKT-Faktors sind in Tabelle zusammengefasst. Die Ergebnisse von R^2 korr. bestätigen die Auswahl des besten Modells nach dem höchsten SBC-Wert für alle Länder.

Tabelle A-4: Modellergebnisse des korrigierten Bestimmtheitsmaß R^2 korr. von allen sieben Ländern für die Modellauswahl der Szenarien. R^2 korr. von Basismodell (BM), BM+IKT und BM+IKT+HGT.

R ² korr.	AUT	FIN	GRC	DEU	FRA	ESP	ITA
BM	0,63	-0,02	0,48	-0,21	-0,07	0,64	0,50
BM+IKT	0,59	-0,02	0,37	0,40	-0,27	0,62	0,55
BM+IKT+HGT	0,80	0,37	0,94	0,25	0,48	0,57	0,46

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit erkläre ich, dass die vorliegende Arbeit gemäß dem Code of Conduct, 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, 2.6.2021

Weitzer Daniela